

RAPPORTER

83/21

**ANALYSE AV ULIKHET I
FORDELINGER AV LEVEKÅR**

AV
ARNE S. ANDERSEN OG ROLF AABERGE

STATISTISK SENTRALBYRÅ
CENTRAL BUREAU OF STATISTICS OF NORWAY

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 83/21

**ANALYSE AV ULIKHET I FORDELINGER
AV LEVEKÅR**

AV

ARNE S. ANDERSEN OG ROLF AABERGE

STATISTISK SENTRALBYRÅ
OSLO — KONGSVINGER 1983

ISBN 82-537-1988-4
ISSN 0332-8422

EMNEGRUPPE
Sosiale forhold

STIKKORD
Arbeidsledighet
Inntektsfordeling
Lønn

F O R O R D

Analysene i denne rapporten bygger på de metodene for måling av ulikhet som er dokumentert i Rapport 82/9.

I dette arbeidet anvendes metodene først og fremst for å oppnå innsikt i ulikheten i forskjellige inntektsfordelinger. I tillegg blir metodene anvendt for å studere ulikheten i fordelinger av lønn, botetthet og arbeidsledighet.

Rapporten inneholder dessuten analyser med dekomponering av ulikhet.

Statistisk Sentralbyrå, Oslo 29. september 1983

Arne Øien

INNHOLD^{*)}

	Side
1. Innledning.....	7
1.1 Fordeling av levekår. Noen presiseringer og avgrensninger.....	7
1.2 Ulikhet og velferd.....	11
1.3 Måling av ulikhet.....	14
2. Ulikhet i fordeling av inntekt.....	19
2.1 Endring i ulikhet.....	19
2.2 Endring i ulikhet for delgrupper.....	28
2.3 Geografiske forskjeller i ulikhet.....	31
3. Ulikhet i fordelingen av ekteparinntekt. Dekomponering av ulikhet etter kjønn.....	39
3.1 Inntekt.....	39
3.2 Disponibel inntekt.....	50
4. Ulikhet i fordelingen av timelønn for lønnsnettakere Dekomponering av ulikhet etter kjønn og sosioøkonomisk status.....	59
5. Ulikhet i fordelingen av utdanning for lønnsnettakere Dekomponering av ulikhet etter kjønn og sosioøkonomisk status.....	76
6. Ulikhet i fordelingen av botetthet.....	87
7. Ulikhet i fordelingen av arbeidsledighet	96
8. Sammendrag.....	105
Appendiks. Dekomponering av ulikhetsmål.....	116
a. Dekomponering etter faktorkomponenter.....	117
a.1. Metode for estimering.....	121
b. Dekomponering etter delgrupper.....	123
b.1. Metode for estimering.....	128
Litteratur	130
Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå (RAPP)	131

*) Takk til Anne Sagsveen for EDB-assistanse og Tor Haldorsen for nyttige kommentarer til manuskriptet.

1. Innledning

Ett av hovedformålene med en levekårsstatistikk er å belyse fordelingen av levekårene i befolkningen. Studier av fordeling av levekår omfatter forskjellige typer av problemstillinger. Vi vil derfor innlede med å "sortere ut" en del hovedtyper av fordelingsproblemstillinger og presisere hvilke av disse vi skal konsentrere oss om.

Hovedvekten i framstillingen vil ligge på en diskusjon av forholdet mellom substansielle problemstillinger og det tilgjengelige formelle verktøyet, statistiske modeller og tilhørende metoder for analyse av ulikhet i fordelinger. Vi vil vise hva slags muligheter bruken av dette verktøyet gir til å oppnå presis informasjon om ulikhet i fordelingene til en rekke levekårsvariable. Vi vil legge vekt på å velge ut for analyse slike fordelings spørsmål som vanligvis inngår i debatten om velferdsfordeling.

Studier av ulikhet i fordeling av levekår er i første rekke gjennomført på økonomiske variable som inntekt eller formue. En betydelig del av de eksemplene på analyse av ulikhet vi presenterer vil gjelde inntektsfordelingen. Vi vil imidlertid også ta med en del eksempler på analyse av ulikhet for andre typer variable, og dermed vinne erfaringer med fruktbarheten av å anvende slike metoder mer generelt. Vi håper også de eksemplene på ulikhetsanalyser vi presenterer vil inspirere til større anvendelse av metoder for måling og analyse av ulikhet, og da ikke bare i forbindelse med levekårsstatistikk.

Når vi i det følgende snakker om fordelinger (f.eks. inntektsfordelinger), tenker vi oss i hvert enkelt tilfelle en underliggende stokastisk modell (fordelingsfunksjon) som genererer utfallene av den aktuelle variabelen (f.eks. inntekt). Vi vil ikke gjøre andre forutsetninger om modellen enn at de aktuelle observasjonene i hvert enkelt tilfelle er uavhengige og stammer fra en og samme fordelingsfunksjon. Vi gjør med andre ord ingen forutsetninger om formen på fordelingsfunksjonen. Siktemålet med dette arbeidet er blant annet å studere parametere (ulikhetsmål) som karakteriserer bestemte trekk ved ulikheten i slike fordelinger. Valg av parametere blir drøftet i kapittel 1.3.

1.1. Fordeling av levekår. Noen presiseringer og avgrensninger

En generell formulering av et formål med levekårsstatistikk slik som "å belyse fordeling av levekår" bør bare oppfattes som et oppslag til en rekke forskjellige problemstillinger; problemstillinger som ofte vil kreve bruk av forskjellige metoder. Begrepsbruken og formuleringene i forbindelse med fordelingsproblemstillinger er også ofte nokså forskjellig og ofte lite presis. Vi skal peke på og presisere enkelte hovedtyper av problemstillinger og videre drøfte noen av disse mer utførlig i denne rapporten. Vi skal dessuten diskutere en del mer generelle spørsmål omkring måling av ulikhet og omkring forholdet mellom ulikhet og velferd.

(i) Gruppeforskjeller i levekår

Interessen for å belyse "fordeling av levekår" innebærer ofte at en er opptatt av å sammenlikne levekårene for ulike grupper, av å belyse hvordan levekårene er "fordelt" mellom bestemte befolkningsgrupper. De fleste som har arbeidd med denne typen spørsmål, har benyttet nivået i hver av gruppene som sammenlikningsgrunnlag. Man tar altså ikke hensyn til den interne ulikhet i hver av gruppene. Geografiske forskjeller i inntekt blir f.eks. belyst ved hjelp av gjennomsnittsinntekter eller medianinntekter. Av og til føyer man til andelen med inntekt under en viss grense, andelen av den samlede inntekten som den øverste tiendedelen i inntektsfordelingen i hver gruppe har eller liknende størrelser. Dette er naturligvis fullt akseptabelt hvis disse parametrene er relevante for problemstillingen. Men det er viktig å være oppmerksom på at de gir begrenset informasjon om forskjeller i levekår mellom grupper. Resultatene fra analyser som kun benytter et slikt verktøy inneholder i mange tilfeller diffuse og spekulative trekk. Dette skyldes vanligvis at en ønsker å gi svar på spørsmål som dette verktøyet ikke kan gi svar på.

Ved sammenlikninger av gruppers velferd må en ta hensyn til både nivået og den interne ulikhet i hver av de gruppene en sammenlikner. En kan selvfølgelig studere forskjeller i nivå og intern ulikhet hver for seg, men heller ikke en slik strategi gir en fullstendig løsning på problemet med å sammenlikne en bestemt levekårsvariabel mellom grupper. Vi kunne f.eks. få

et resultat som viste at en gruppe har både høyere inntektsnivå og intern ulikhet enn en annen gruppe. I så fall har vi ikke fått svar på spørsmålet om hvilke av gruppene som har den gunstigste inntektsfordeling ut fra et velferdssynspunkt.

Vi skal benytte en metode til analyse av ulikhet mellom grupper som tar hensyn til forskjeller i nivå og intern ulikhet. I denne metoden tar vi utgangspunkt i den felles fordelingen for de gruppene en ønsker å sammenlikne. Metoden gjør det mulig å studere hvilke bidrag de enkelte gruppene gir til den registrerte ulikheten i fellesfordelingen. Metoden er beskrevet nærmere i appendiks.

(ii) Ulikhet i fordelinger av levekår

Første trinn i en studie av ulikhet i levekår vil være å belyse ulikhet i hver enkelt fordeling for et sett av levekårsvariable, for hele befolkningen og for bestemte grupper. Ved å måle ulikheten i fordelingen av en variabel for en rekke grupper, eventuelt også på forskjellige tidspunkter, blir en i stand til å sammenlikne gruppene etter graden av intern ulikhet. Nivået på fordelingsvariabelen i de enkelte gruppene får da ingen betydning for rangeringsresultatet. Ønsker vi f.eks. å rangere fylkene etter graden av ulikhet i de enkelte inntektsfordelingene, vil eventuelle forskjeller i inntektsnivå mellom fylkene ikke ha betydning for resultatet.

Hovedvekten i det følgende vil ligge på måling av ulikhet. Vi vil sammenlikne ulikhet i fordelingen av en levekårsvariabel til forskjellige tidspunkter og sammenlikne ulikhet i forskjellige grupper.

Har en for noen tidspunkter bestemt ulikheten i en del grupper vil spørsmålet om hva som forklarer forskjeller naturlig reise seg. Vi skal vise enkelte eksempler på teknikker som er verdifulle i analyser av ulikhet. Ulike dekomponeringer av ulikhetsmål gir muligheter for å utprøve forskjellige forklaringer på observerte forskjeller i ulikhet.

Dekomponeringsmetodene som blir presenterte i appendiks er en videreføring av arbeidet "Om måling av ulikskap" (Rapport 82/9) og er utarbeidd av Rolf Aaberge. På grunnlag av disse metodene er det i Statistisk Sentralbyrå laget en programpakke for analyse av ulikhet. System- og programmeringsarbeidet er utført av Anne Sagsveen.

(iii) Ulikhet i den simultane fordelingen av flere levekårsvariable

En naturlig fortsettelse av analyser av type (i) og (ii) vil være å søke informasjon om ulikhet i den simultane fordelingen av flere levekårsvariabler. På den måten kan vi oppnå svar på spørsmål om ulike typer ressurser er konsentrert på individer eller grupper og om gode eller dårlige levekår er "hopet opp" på bestemte individer eller grupper.

For å oppnå en presis analyse av ulikhet i simultanfordelinger, trenger vi en operasjonalisering av hva vi mener med likhet/ulikhet i denne sammenheng. I eksisterende analyser av denne typen simultane problemstillinger, synes det som om man først og fremst har vært opptatt av å komme fram til forholdsvis grove konklusjoner. Man har redusert problemstillingen til en studie av uavhengighet/avhengighet mellom bestemte levekårsvariabler. Vi kjenner derimot ikke til eksempler på formulerte problemstillinger som søker etter rangering av befolkningsgrupper etter grad av ulikhet i den simultane fordelingen av flere levekårsvariabler. Noen forslag på statistiske mål for konsentrasjon av flere ressurser har derimot dukket opp i litteraturen (se f.eks. Smithson (1979)). Disse gir kun grov informasjon om eventuelle opphopninger på gruppenivå og ikke om det er tendenser til opphopninger i ulikhet.

Siden vi mangler det nødvendige verktøyet for å gi en presis drøfting av denne type simultane problemstillinger, vil vi i det følgende konsentrere oss om problem av type (i) og (ii).

1.2. Ulikhet og velferd

Hittil har vi diskutert en del sider ved fordeling og ulikhet stort sett uavhengig av hvilke variabler en måler ulikhet i fordelingen av. Vi skal i dette avsnitt diskutere noen konsekvenser av at en studerer ulikhet i fordelingen av velferd, slik som f.eks. inntekt. Velferd er sterkt forbundet med normative forestillinger i samfunnet. Utsagn om velferd vil bygge på bestemte verdioppfatninger; oppfatninger som vil deles av en større eller mindre del av befolkningen. Det sterke normative element i begrepet velferd har to konsekvenser som vi vil drøfte.

Velferdsbegrepets normative karakter har for det første konsekvenser for måling av ulikhet. Valg av ulikhetsmål vil i prinsippet innebære at en legger vekt på bestemte velferdssynspunkter; ulikhetsmål er i utgangspunktet ikke nøytrale i forhold til ulike velferdsmessige vurderinger. Sen (1972) sier at de mål for ulikhet i inntektsfordelinger som er blitt foreslått i økonomisk litteratur stort sett faller i to kategorier. Det er på den ene siden mål som søker å uttrykke størrelsen av ulikhet i en eller annen objektiv forstand, og på den andre siden mål som uttrykker ulikhet med utgangspunkt i bestemte normative oppfatninger av velferd. Dette skillet kommer helt konkret til uttrykk ved at en i utviklingen av enkelte mål for ulikhet bygger på bestemte individuelle velferdsfunksjoner (se f.eks. Atkinson (1970)), mens andre ikke gjør det. Men selv det å bruke såkalte objektive ulikhetsmål forutsetter og innebærer bestemte normative orienteringer. Ved sammenlikning av ulikheten i to fordelinger vil noen mål f.eks. legge størst vekt på forskjeller i den "nedre del" av fordelingen (f.eks. lave inntekter) mens andre mål vil legge størst vekt på forskjeller i den "øvre delen" av fordelingen.

Sen (1972) ser ut til å ha samme oppfatning. Når han avgrenser en kategori av objektive ulikhetsmål, synes det å skje først og fremst på grunnlag av begrunnelsene for konstruksjonen av målene. Sen (1972) sier således

at " i visse komplekse problemer bestående i sammenlikning av alternative inntektsfordelinger for et stort antall individer, blir det meget vanskelig å snakke om ulikhet i noen rent objektiv betydning". Videre sier han at ".....når en vurderer de relative fordeler ved ulike objektive mål på ulikhet, vil en vanskelig kunne unngå å trekke inn normative vurderinger".

Til grunn for ethvert ulikhetsmål ligger det altså bestemte velferds-messige vurderinger. Ethvert ulikhetsmål har egenskaper som passer godt overens med bestemte velferdsoppfatninger, men mindre godt med andre. Ulik-hetsmål i inntektsfordelinger vil f.eks. reagere forskjellig overfor over-føringer av inntekt mellom personer/husholdninger med forskjellig plassering i inntektsfordelingen. I enkelte tilfeller strider slike egenskaper mot de fleste forestillinger om velferd (f.eks. at "relative mean deviation" ikke er følsom for overføringer mellom personer/husholdninger på samme side av gjennomsnittet).

Dette betyr også at det ikke finnes noe enkelt ulikhetsmål som er det "beste" eller "riktigste". Det vil i prinsippet finnes et stort antall ulikhetsmål, alle velegnede mål ut fra statistiske kriterier, men med for-skjellige egenskaper ut fra normative vurderinger.

Den andre konsekvensen av velferdsbegrepets normative karakter har å gjøre med valget av den levekårsvariabelen en vil måle ulikheten i, og valget av standardnorm som en tar som utgangspunkt for sammenlikninger.

At valget av variabel i en ulikhetsanalyse vil ha implikasjoner for den velferdsmessige tolkning er kanskje ikke så overraskende. Det er klart at ved analyse av ulikhet i fordelingen av f.eks. inntekt vil det være for-skjellige oppfatninger av hvilket inntektsbegrep det er "riktig" eller "mest interessant" å ta utgangspunkt i. Noen kan mene at en bør undersøke forde-lingen av inntekt før skatt, andre at en bør bruke inntekt etter fradrag av skatt. Det kan også være mange oppfatninger av hvordan en skal definere dis-ponibel inntekt (f.eks. om en skal gjøre fradrag for renter på gjeld). Ved

måling og analyse av ulikhet bør en derfor ofre mye oppmerksomhet på de ulike tolkninger av variabelen fra et velferdssynspunkt. En minst like viktig konsekvens en bør dra av dette er at en i analyser av ulikhet bruker flere forskjellige alternative variabler, f.eks. belyser inntektsulikhet i inntektsfordelingene for inntektsbegrepene med de viktigste forskjellige velferdstolkninger.

Det er imidlertid ikke bare valget av variabel som kan bli vurdert forskjellig avhengig av velferdssynspunkt. Kanskje i enda høyere grad gjelder dette valget av likhetsstandard, eller oppfatning av hva som er en rettferdig fordeling. Hernes (1974) har pekt på en rekke likhetsstandarder i ulike utdanningsideologier. Han skiller mellom formallikhet, ressurslikhet, kompetanselikhet og resultatlikhet. Det er her ikke i første rekke spørsmål om hvilken utdanningsvariabel en skal bruke i studier av utdanningsulikhet. Spørsmålet er hva prinsippene for en rettferdig fordeling av utdanning skal være.

Også i forbindelse med analyser av inntektsfordeling ser en eksempler på forskjellig valg av likhetsstandarder. Vanligvis har en i inntektsfordelingsstudier hatt som likhetsstandard at alle enheter har samme inntekt (diagonalen i et Lorenzdiagram). Men en finner eksempler på andre likhetsstandarder, f.eks. har Paglin (1975) foreslått at en ikke sammenlikner med en situasjon der alle har lik inntekt, men at en isteden sammenlikner med en inntektsfordeling som framkommer når en justerer for varierende materielle behov med alder. En kan også se spørsmålet om en skal ha likhet i husholdningsinntekt pr. forbruksenhet som sammenlikningsstandard som et eksempel på forskjellig valg av likhetsstandard. Samtidig illustrerer dette eksemplet et spørsmålet om valg av likhetsstandard og valg av fordelingsvariabel går over i hverandre.

I det følgende skal vi beskjeftige oss lite med disse spørsmål. Grunnen til at vi har diskutert valg av ulikhetsmål, fordelingsvariabel og likhetsstandard er at det er viktig å være oppmerksom på den normative siden i

fordelingsstudier. I slike studier kan det være grunn til ikke å bare være omhyggelig i valg av begreper, mål og standarder; det vil ofte være naturlig å basere analysen på flere konkurrerende begrep (f.eks. inntektsbegrep). Dessuten vil det være en fordel å ha tilgang på ett sett ulikhetsmål. Et ubetinget krav er at ulikhetsmålene må ha klare tolkninger, slik at bruken av dem ikke virker tilslørende. Vi kommer nærmere inn på dette i neste avsnitt. Forøvrig viser vi til diskusjon i Aaberge (1982).

1.3. Måling av ulikhet

Den vide bruken av ordet "ulikhet" har ført til et diffust begrepsinnhold. Som utgangspunkt for analyse av empiriske data er dette naturligvis utilfredsstillende. Mange empiriske analyser av ulikhet bærer preg av en upresis omgang med begrepet. Det skyldes en manglende sammenheng mellom den anvendte analysemetoden og det man ønsker å uttale seg om. F.eks. benytter mange fagfolk gjennomsnittene i delgrupper til å uttale seg om ulikheten i fordelingen av et gode, sjøl om den gitte tolkningen av resultatene forutsetter bruk av andre metoder. Forklaringen på at dette foregår i stort omfang, må være en manglende bevissthet om hvilke restriksjoner i begrepet "ulikhet" bruken av gjennomsnittene som metode fører til i denne sammenhengen. En mer tiltrekkende og presis omgang med begrepsparet likhet/ulikhet kan oppnås ved først å operasjonalisere dette begrepsparet og deretter la resultatene av en slik operasjonalisering danne grunnlaget for utvikling av analysemetoder. Denne strategien er benyttet av mange økonomer som har arbeidd med måling av ulikhet i fordelinger av inntekt. Man har tatt utgangspunkt i at fordelingsfunksjonen for inntektsvariabelen inneholder all tilgjengelig informasjon om likhet/ulikhet, og sagt at ulikhet er tilstede hvis fordelingsfunksjonen avviker fra likhetsfordelingen. Likhetsfordelingen oppstår når alle enhetene har samme inntekt. Når vi vil uttale oss om graden av ulikhet i en gitt inntektsfordeling, må vi presisere hva vi mener med avvik mellom denne inntektsfordelingen og likhetsfordelingen. Skal f.eks. enhver endring i inn-

tekstfordelingen registreres som en endring i ulikhet? I faglitteraturen er det vanlig å foreta den begrensning i ulikhetsbegrepet som følger av skalainvariansprinsippet (se diskusjon i Atkinson (1970), Sen (1972) og Nygård og Sandström (1981)), dvs. om alle individene i populasjonen får samme prosentvise tillegg (reduksjon) i inntekt, så fører ikke dette til forandringer i ulikheten i inntektsfordelingen. En annen viktig begrensning av ulikhetsbegrepet følger av overføringsprinsippet. Dette prinsippet sier at ulikheten i populasjonen blir redusert hvis vi overfører inntekt fra en rikere til en fattigere person og denne overføringen ikke er så stor at mottakeren blir rikere enn giveren. Siden fordelingsfunksjonen ikke tilfredsstiller skalainvariansprinsippet, er en direkte studie av denne funksjonen ikke egnet for analyse av ulikhet. Vi må derfor søke etter transformasjoner av fordelingsfunksjonen som er en-entydige hvis vi ser bort fra skalaendringer. Vi må dessuten kreve at transformasjonene skal tilfredsstille overføringsprinsippet. En slik transformasjon er Lorenz-kurven (se f.eks. Aaberge (1982)). Lorenz-kurven blir en rett linje (likhetskurven) hvis og bare hvis alle individene i populasjonen har samme inntekt. Når Lorenz-kurven avviker fra den rette linja betyr det at vi har ulikhet i fordelingen av inntekt. Hvert punkt på kurven har en selvstendig tolkning. For et gitt punkt får vi opplysning om hvor stor del av inntektene som tilfaller en bestemt del av inntektstakerne. Til sammen gir disse punktene en simultan innsikt i ulikhetsmønsteret blant inntektstakerne.

Lorenz-kurven representerer altså en operasjonalisering av ulikhetsbegrepet, noe som understreker at ulikhet er et flerdimensjonalt begrep. Ved å studere alternative kurver med en-entydig forbindelse til Lorenz-kurven, kan vi oppnå en bredere forståelse av denne operasjonaliseringen. Aaberge (1982) har foreslått et sett slike kurver. Sammen med Lorenz-kurven vil de danne grunnlaget for ulikhetsanalyse av en rekke levekårsvariabler ved siden av inntekt.

Når vi ønsker å rangere flere fordelinger etter graden av intern ulik-

het, oppstår ingen problemer hvis ingen av de tilsvarende Lorenz-kurvene skjærer hverandre. Da vil den kurven som ligger nærmest likhetskurven vise minst grad av ulikhet, osv. Hvis derimot Lorenz-kurvene skjærer hverandre, vil vi få problem med rangeringen. Problemet oppstår fordi ulikhet er et flerdimensjonalt begrep. For å få til en meningsfull rangering av Lorenz-kurvene, må vi derfor innføre et allmenngyldig rangeringskriterium; vi må avbilde Lorenz-kurven på den reelle tall-linja. En slik avbildning blir kalt ulikhetsmål. Dette betyr at vi oppsummerer det flerdimensjonale ulikhetsbegrepet i en dimensjon. Det fins uendelig mange måter å gjøre dette på, noe de mange forslagene på ulikhetsmål fra den økonomiske faglitteraturen er et uttrykk for. En avbildning som peker seg ut, er arealet mellom Lorenz-kurven og likhetskurven. Arealet gir en grei geometrisk og dermed visuell tolkning for avbildningen av Lorenz-kurven; vi blir i stand til å gjennomskue den verdien avbildningen gir ved å studere plottet av Lorenz-kurven. Denne avbildningen tilfredsstiller dessuten skalainvarians- og overføringsprinsippet. Vi har tidligere pekt på at dette er fundamentale egenskaper ved ulikhetsbegrepet. Ulikhetsmålet som er et resultat av arealavbildningen av Lorenz-kurven blir i faglitteraturen omtalt som Gini-koeffisienten. Dette ulikhetsmålet har vært og blir fremdeles viet stor oppmerksomhet i den samfunnsvitenskapelige faglitteraturen. Man har f.eks. diskutert styrke og svakhet ved Gini-koeffisienten. Noe av kritikken går ut på at Gini-koeffisienten legger for lite vekt på forholdene i den nedre delen av inntektsfordelingen (de minste inntektene). Gini-koeffisienten legger nemlig som mål for ulikhet størst vekt på forholdene i den sentrale delen av inntektsfordelingen.

Et enkelt ulikhetsmål kan selvsagt ikke reflektere alle aspekter ved ulikhet i en fordeling, bare summere dem i en viss utstrekning. I stedet for å lete etter ulikhetsmålet som gir svar på alt, bør man derfor heller finne fram til et sett ulikhetsmål som er utviklet fra ett og samme prinsipp. Det

betyr i så fall at vi får tilgang på en rekke ulikhetsmål som er bygd opp på samme måte, men som avviker fra hverandre ved å legge ulik vekt på de forskjellige deler av fordelingen. Aaberge (1982) har foreslått et slikt prinsipp og definert et tilhørende sett ulikhetsmål. Han har brukt det tidligere omtalte settet av ulikhetskurver og areal-funksjonalen som basis for konstruksjonen av disse ulikhetsmålene. Ett av målene blir derfor identisk med Gini-koeffisienten. De andre blir naturlige alternativer til Gini-koeffisienten med tilsvarende enkel oppbygging og tiltrekkende tolkning.

Valg av mål er betinget av problemstillingen. Hvilken del av fordelingen som målet legger størst vekt på, må ikke neglisjeres når valg av ulikhetsmål skal vurderes. Mange vil foretrekke mål som legger størst vekt på forholdene i den nedre delen av inntektsfordelingen (de minste inntektene). For å få belyst flere aspekter ved ulikhet i inntektsfordelingen vil vi anbefale at man bruker to eller flere ulikhetsmål. Man bør da basere seg på ulikhetsmål som er utviklet etter ett og samme prinsipp. I denne rapporten har vi gjort dette ved å anvende resultater fra Aaberge (1982).

Enkelte fagøkonomer har foreslått en mer indirekte måte å operasjonalisere ulikhetsbegrepet på. Man har tatt utgangspunkt i velferdsteori og konstruert ulikhetsmål på grunnlag av velferdsfunksjoner. Gir det så noen gevinst i innsikt å inkorporere sosiale velferdsfunksjoner i ulikhetsbetraktninger? Vi heller til den oppfatning at innføring av velferdsfunksjoner ikke gir noen opplagte fordeler. Hvis vi hadde hatt tilgang på tilstrekkelig informasjon om formen på velferdsfunksjonen, ville en tilnærming via velferdsprinsippet kunne bli tiltrekkende. Men i praksis vil vi ikke ha tilgang på slik informasjon. Anvendelse av velferdsprinsippet vil derfor i en viss utstrekning innebære vilkårlige forutsetninger; ulikhetsbegrepet blir diffust når vi bruker dette prinsippet. Dette er vel også forklaringen på at man sjelden ser eksempel på publiserte ulikhetsanalyser som er basert på velferdsprinsippet.

Vi har ovenfor diskutert operasjonalisering av ulikhetsbegrepet i tilknytning til inntektsfordelinger. Selv om den aktuelle operasjonaliseringen tar utgangspunkt i fordelinger av inntekt, lønn og formue så vil innholdet i begrepet ulikhet, slik som det kommer til uttrykk i denne operasjonaliseringen, være meningsfylt også for en rekke andre levekårsvariable. Vi skal belyse dette nærmere i rapporten.

Når vi f.eks. ønsker å sammenlikne 2 eller flere estimerte ulikhetsmål (f.eks. Gini-koeffisienter), vil vi også trenge informasjon om nøyaktigheten og påliteligheten til de aktuelle estimatene. Av tekniske grunner har vi bare fått beregnet estimat for varianser og konfidensintervall i tilknytning til resultatene i kapitlene 3, 4 og 5. Datakilde har da vært Levekårsundersøkelsen 1980. Estimaten som blir gitt i kapittel 2 bygger på data fra inntektsundersøkelsene, dvs. ca. 8000 husholdninger fra hvert av de aktuelle årene. Vi har derfor betydelig flere observasjoner bak estimatene i kapittel 2 enn bak estimatene i kapitlene 3, 4 og 5.

2. Ulikhet i fordeling av inntekt

I dette kapitlet skal vi først vise hvordan ulikhetsmålene kan brukes til å belyse enklere problemstillinger der sammenlikning av (den interne) ulikheten i ulike grupper er viktig. Vi skal ta for oss bruken av ulikhetsmål til å vise endringer i ulikhet for befolkningen, og gjøre dette for to ulike inntektsbegreper.

I de etterfølgende avsnitt skal vi foreta analyser som illustrerer vanskene når en går videre med noe mer kompliserte problemstillinger. Først skal vi forsøke å få mer innsikt i utviklingen i ulikhet over en periode ved å se på ulikheten i en rekke delgrupper av befolkningen. I perioden har det skjedd en endring i sammensetningen av befolkningen på disse delgrupper. Etter det skal vi gå inn på sammenlikning av inntektsfordelinger i ulike grupper.

2.1. Endring i ulikhet

En meget viktig problemstilling er naturligvis hvordan ulikheten i fordelingen av inntekt utvikler seg. Skjer det en utjamning av inntektsfordelingen eller tvert imot?

Å gi svar på dette er ikke enkelt, i høy grad fordi spørsmålet kan presiseres på flere forskjellige måter. Noen av de ting som må presiseres er:

1. Hvilken enhet måler en inntekten for, er det person, inntektstaker, skattyter, familie eller husholdning (bo-/kosthusholdning).
2. Hva slags inntektsbegrep skal en bruke: Bare på grunnlag av opplysningene til likningsmyndighetene opererer en med en rekke inntektsbegreper: nettoinntekt, bruttoinntekt, pensjonsgivende inntekt, disponibel inntekt. Enda vanskeligere blir det om en ønsker å ta hensyn til "svarte inntekter", skattefrie inntekter, verdiskapingen gjennom ulønnet arbeid, verdien av mottatte offentlige tjenester osv.

3. Skal inntektsvariablene for f.eks. husholdning korrigeres for ulikheter i behov mellom husholdninger av forskjellig størrelse og sammensetning.
4. Hvilket tidsrom skal en regne inntektene for: måned, år, flere år.

Med bestemte valg skal vi nå gi mål for utviklingen i inntektsfordelingen. Enheten er her husholdning slik den er definert i inntektsundersøkelsen. Dette husholdningsbegrepet ligger mellom familiebegrepet og bohusholdningsbegrepet. (I 1970 var det 1 532 000 familier, og 1 297 000 bohusholdninger, og 1 419 000 husholdninger ifølge inntektsundersøkelsens definisjon.) Inntektsvariabelen er definert som begrepet inntekt i inntektsundersøkelsene. Det blir ikke korrigert for husholdningsstørrelse.

I tabellpublikasjonene fra inntektsundersøkelsen blir inntektsfordelingen beskrevet ved andelene av den totale inntekten til husholdningene som tilfaller de ulike desiler (eller inntektsklasser). Kumulerer man disse andelene får vi kjennskap til 9 punkter på Lorenz-kurven.

En kan presentere inntektsfordelingen på en måte som tillater en mer mikroorientert tolkning. Et punkt på Lorenz-kurven viser den andelen av den samlede inntekt som tilfaller en delgruppe, altså en makrostørrelse. Vi skal presentere inntektsfordelingen slik at tallene uttrykker gjennomsnittsinntekten i prosent av gjennomsnittsinntekten for alle husholdninger. Husholdningsinntekt og relativ husholdningsinntekt er mikro størrelser, og en slik presentasjon av inntektsfordelingen vil tillate en mer mikroorientert tolkning av resultatene.

I tabell 1 gir vi gjennomsnittlig husholdningsinntekt for desilgrupper i prosent av gjennomsnittlig inntekt for alle husholdninger. Ved en gruppering etter desiler er husholdningene ordnet etter stigende inntekt og deretter delt opp i 10 like store grupper. Første desil ($u=1$) omfatter de 10 prosent av husholdningene som hadde de laveste inntektene, annen desil ($u=2$) de 10 prosent som hadde de nest laveste inntektene, osv.

Tabell 1. Gjennomsnittlig husholdningsinntekt i ulike inntektsklasser i prosent av gjennomsnittlig inntekt for alle husholdninger. 1970, 1973, 1976, 1979.

u (desiler)	1970	1973	1976	1979
1	17	16	14	17
2	32	30	29	29
3	49	44	46	44
4	67	63	67	63
5	82	81	83	81
6	97	95	98	97
7	113	112	115	115
8	133	135	137	138
9	164	168	167	168
1 0	244	255	244	248

Tabell 1 viser at gjennomsnittsinntekten i laveste inntektsklasse varierte fra 14 prosent av gjennomsnittsinntekten i 1976 til 17 prosent av gjennomsnittsinntekten i 1970 og 1979. Dette svarer til kr 5 300 i 1970 og til kr 13 700 i 1979. Den relative gjennomsnittsinntekt for øverste inntektsklasse var 244 prosent i 1970 og 248 prosent i 1979, svarende til henholdsvis kr 75 600 i 1970 og kr 200 600 i 1979. Dersom en inntektsklasse i to år har samme relative gjennomsnittsinntekt innebærer det samme prosentvise inntektsøkning som for alle husholdninger.

Informasjonen om inntektsklassene i det enkelte år er svært lett å tolke på en måte som er interessant fra den enkelte husholdnings synspunkt. Dersom en imidlertid er opptatt av å si noe om utviklingen i inntektsfordelingen blir framstillingen i tabell 1 lite oversiktlig.

For dette formålet er det fordelaktig å nytte ulikhetskurver; vi skal her presentere M-kurver og N-kurver gitt i Aaberge (1982).

I tabell 2 og tabell 3 gir vi 9 funksjonsverdier for h.h.v. M-kurvene og N-kurvene til fordelingene av husholdningsinntekt i 1970, 1973, 1976 og 1979.

Tabell 2. Estimerte funksjonsverdier for M-kurvene til fordelingene av husholdningsinntekt i 1970, 1973, 1976 og 1979.

u (populasjons- andeler)	1970	1973	1976	1979
0.1	17	16	14	17
0.2	25	23	21	23
0.3	33	30	30	30
0.4	41	39	39	38
0.5	50	47	48	47
0.6	58	55	56	55
0.7	66	63	65	64
0.8	74	72	74	73
0.9	84	83	84	84

Tabell 3. Estimerte funksjonsverdier for N-kurvene til fordelingene av husholdningsinntekt i 1970, 1973, 1976 og 1979.

u (populasjons- andeler)	1970	1973	1976	1979
0.1	7	6	6	7
0.2	8	11	10	11
0.3	18	16	16	16
0.4	25	23	23	23
0.5	33	31	31	31
0.6	41	39	40	39
0.7	51	49	50	49
0.8	62	61	62	61
0.9	77	76	77	77

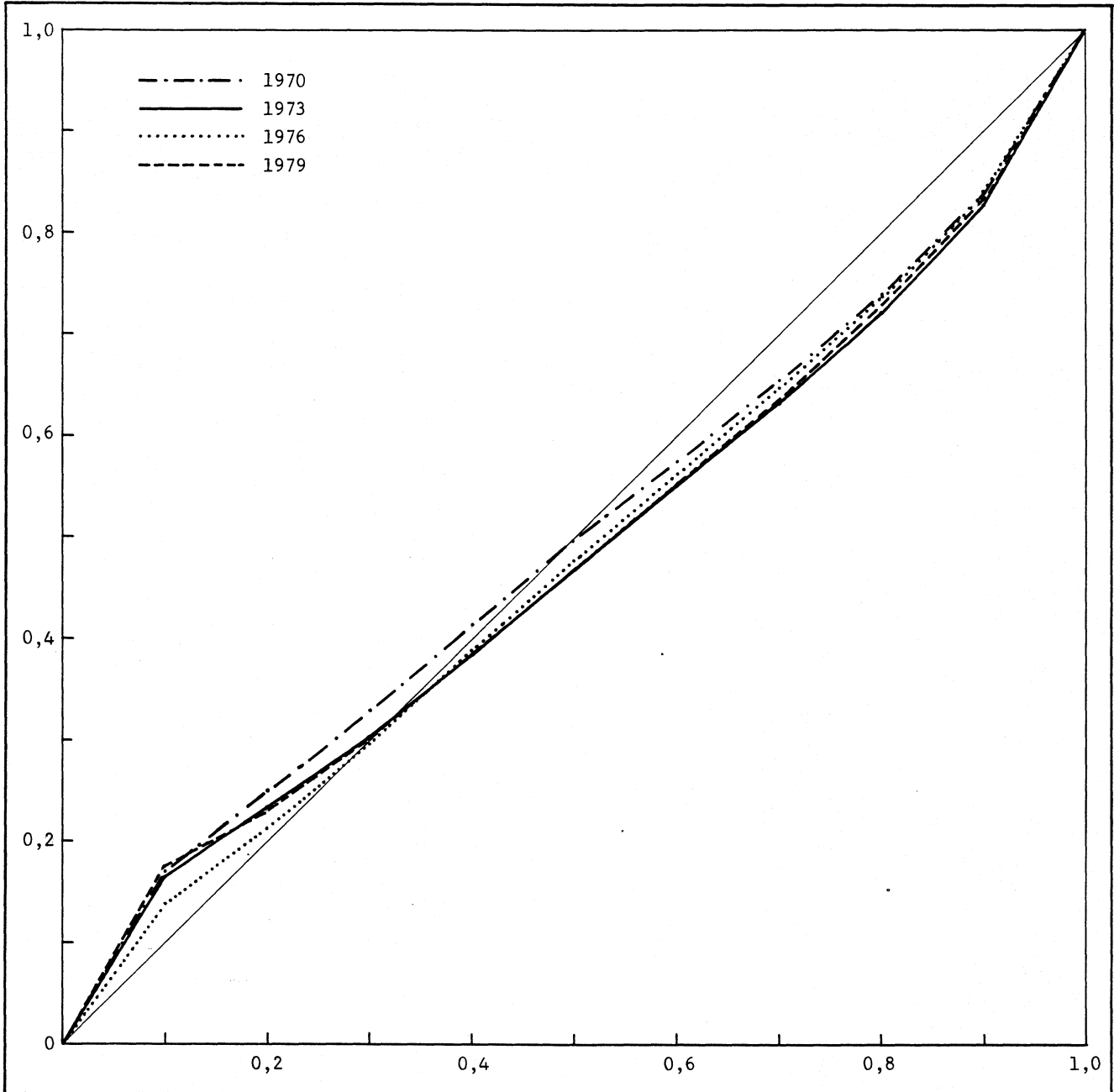
$M(u)$ informerer om forholdet mellom gjennomsnittsinntekten til den nedre 100 u -prosenten og gjennomsnittsinntekten til hele populasjonen og $N(u)$ om forholdet mellom gjennomsnittsinntektene til den nedre og den øvre 100 u -prosenten. I tabell 2 og tabell 3 uttrykker altså u populasjonsandeler og ikke desiler.

Tabell 2 viser f.eks. at de 20 prosent av husholdningene som hadde lavest inntekt i 1970 hadde en gjennomsnittsinntekt på 25 prosent av gjennomsnittsinntekten for alle, mens halvdelene med lavest inntekt i 1979 hadde en gjennomsnittsinntekt på 47 prosent av gjennomsnittsinntekten. Se også figur 1.

Tabell 3 viser de relative inntektsforskjeller mellom "ytterpunktene" i inntektsfordelingene. Således var gjennomsnittsinntekten for de 20 prosent av husholdningene som hadde lavest inntekt i 1979 11 prosent av gjennomsnittsinntekten for de 20 prosent av husholdningene som hadde høyest inntekt. Tallene for $u=0.5$ viser forholdet mellom gjennomsnittsinntekten til den halvparten av husholdningene som hadde lavest og halvparten som hadde høyest inntekt. Forholdet var 0.31 i 1973, 1976, 1979.

M -kurvene for de 4 årene (figur 1) viser seg for det første alle å ligge nær diagonalen, som vi vet svarer til en uniform inntektsfordeling. For det andre ligger kurven for 1970 "øverst", hvilket betyr at inntektsfordelingen var minst ulik i 1970.

Figur 1. M-kurver for husholdningsinntekt. 1970, 1973, 1976 og 1979



En annen fordel ved ulikhetskurvene er at de danner grunnlag for summariske mål for ulikhet i fordelingen av inntekt. For definisjoner og drøfting av egenskaper til ulikhetsmålene A, B og G (Gini-koeffisienten) se Aaberge (1982). A legger større vekt enn B og G på forholdene i den nedre delen av fordelingen. Også B legger større vekt enn G på den nedre delen av fordelingen. G legger størst vekt på forholdene i den sentrale delen av fordelingen.

Tabell 4. Sammenfattende mål for ulikheten i fordelingen av husholdningsinntekt. 1970, 1973, 1976 og 1979

Ulikhetsmål	1970	1973	1976	1979
G.....	0.354	0.372	0.365	0.369
A.....	0.504	0.522	0.520	0.520
B.....	0.627	0.639	0.635	0.636

En rangordning av inntektsfordelingene for de ulike år etter grad av ulikhet viser:

$$G_{73} > G_{79} > G_{76} > G_{70}$$

$$A_{73} > A_{79} = A_{76} > A_{70}$$

$$B_{73} > B_{79} > B_{76} > B_{70}$$

Rangordningen er altså den samme om ulikheten i fordelingene blir målt ved A, B eller G. Vi ser at det har vært en viss tendens til økning i ulikheten i fordelingen av husholdningsinntekt i 70-årene, spesielt fra 1970 til 1973.

Et naturlig spørsmål i forbindelse med analyser av inntektsfordeling er hvilket inntektsbegrep som er det "riktige" når en skal studere velferdsfordeling. Som et eksempel skal vi se på begrepet disponibel husholdningsinntekt. Vi vil forvente mindre ulikhet mellom husholdningene i fordeling av disponibel inntekt enn i fordelingen av inntekt. Et spørsmål en kan stille er f.eks. om utjamningen når en går over fra å studere inntekt til å studere disponibel inntekt har vært den samme i de fire årene, og om utviklingen fra 1970 i inntektsulikhet har vært den samme for disponibel inntekt som for inntekt.

Tabell 5. Gjennomsnittlig disponibel husholdningsinntekt i ulike inntektsklasser i prosent av gjennomsnittlig disponibel inntekt for alle husholdninger. 1970, 1973, 1976, 1979

u (desiler)	1970	1973	1976	1979
1	23	24	22	27
2	40	41	41	42
3	57	55	58	58
4	73	71	73	71
5	87	85	87	84
6	101	99	101	99
7	115	113	115	116
8	131	131	134	134
9	156	157	157	156
10	217	225	213	214

Tabell 5 viser gjennomsnittlig disponibel husholdningsinntekt i de ulike inntektsklassene på samme måte som tabell 1 viser gjennomsnittsinntekt. Ikke uventet antyder tabell 5 mindre ulikhet i fordelingen av disponibel inntekt enn i fordelingen av inntekt.

Tabell 6 og 7 gir punkter på h.h.v. M-kurven og N-kurven for disponibel inntekt på samme måte som tabell 2 og 3 for inntekt.

Tabell 6. Estimerte funksjonsverdier for M-kurvene til fordelingene av disponibel husholdningsinntekt i 1970, 1973, 1976 og 1979.

u (Populasjonsandeler)	1970	1973	1976	1979
0.1	23	24	22	27
0.2	32	32	31	34
0.3	40	40	40	42
0.4	48	48	48	49
0.5	56	55	56	56
0.6	64	62	64	63
0.7	71	70	71	71
0.8	78	77	79	79
0.9	87	86	87	87

Tabell 7. Estimerte funksjonsverdier for N-kurvene til fordelingene av disponibel husholdningsinntekt i 1970, 1973, 1976 og 1979.

u (populasjonsandeler) 1970	1973	1976	1979	
0.1	11	11	10	12
0.2	17	17	17	19
0.3	24	24	24	25
0.4	31	30	31	32
0.5	39	38	39	39
0.6	47	46	47	47
0.7	56	55	56	57
0.8	67	66	67	68
0.9	80	79	80	81

Tabell 8. Sammenfattende mål for ulikheten i fordeling av disponibel husholdningsinntekt. 1970, 1973, 1976, 1979

Ulikhetsmål	1970	1973	1976	1979
G.....	0.307	0.314	0.305	0.301
A.....	0.452	0.455	0.451	0.439
B.....	0.578	0.583	0.577	0.570

Vi skal trekke fram tre konklusjoner fra en sammenlikning av tallene i tabell 8 og tabell 4.

1. Ikke uventet er fordelingen av disponibel inntekt mindre ulik enn fordelingen av inntekt.
2. Når en går fra fordelingen av inntekt til fordelingen av disponibel inntekt var utjamningen større i 1979 enn i 1970. Kriteriet på økt utjamning er her at både den absolute og den relative forskjellen mellom de sammenfattende mål har økt fra 1970 til 1979.

3. Vi fant en økning i ulikheten i fordelingen av inntekt fra 1970 til 1973 og deretter omtrentlig stabilitet. Utviklingen når det gjelder disponibel inntekt har vært annerledes. Ulikheten var omtrent stabil fra 1970 til 1976, med en liten topp i 1973, men med avtagende ulikhet fra 1976 til 1979.

Endringen fra 1976 til 1979 avtegner seg imidlertid noe forskjellig alt etter hvilket av de sammenfattende mål en bruker. Målt ved Gini-indeksen skjer det en beskjeden endring fra 1976 til 1979, mens endringen målt ved A-målet skiller seg klart fra endringene mellom de øvrige årene. Dette har sammenheng med at endringene i inntektsfordelingen fra 1976 til 1979 berørte de lavere inntektsklasser sterkest, og at A-målet i høyere grad enn Gini-indeksen legger vekt på hva som skjer i den lave delen av inntektsfordelingen.

En hvilken som helst endring av fordelingen unntatt skalaendringer, blir reflektert av målene A, B og G. Det kan derfor være grunn til å peke på at de endringene som vi beskriver her gjelder endringer i formen på hele inntektsfordelingen, altså en typisk makroproblemstilling. Ser en på de enkelte husholdninger vil det naturligvis i stort omfang kunne forekomme bevegelse mellom inntektsklassene mellom to tidspunkter. Den forholdsvis store stabilitet i formen på inntektsfordelingene mellom 1970 og 1979 kan altså dekke over betydelige bevegelser i de enkelte husholdningers plasseringer i fordelingene. Dette betyr med andre ord at om en hadde studert fordelingen av husholdningenes inntekt i et lengre tidsrom enn ett år ville en kanskje finne mindre ulikhet enn i fordelingen av husholdningsinntekt i ett år.

2.2. Endring i ulikhet for delgrupper

En kan være interessert i ulikhet i inntektsfordelingen for grupper og utviklingen i denne av minst to grunner. Inntektsulikheten innen en gruppe kan for det første ganske enkelt være av interesse i seg selv. Ulikheten i inntektsfordelingen for husholdninger i et fylke eller for bestemte typer husholdninger, f.eks. ektepar med barn eller enslige kan være av interesse i seg selv.

Det er imidlertid også vanlig at en interesserer seg for inntektsulikhet i grupper i et forsøk på å få en bedre forståelse av inntektsulikheten i hele befolkningen. En kan f.eks. reise spørsmålet hvordan det påvirker inntektsfordelingen dersom det har skjedd en endring i befolkningens fordeling på ulike husholdningstyper, dersom det f.eks. har vært en utvikling i retning av at en større andel av husholdningene er en-personhusholdninger. En annen problemstilling som ofte blir reist er hvilken betydning det har hatt for inntektsfordelingen at kvinnene i 70-årene i stigende grad er gått ut i yrkeslivet. Hva betyr det for inntektsfordelingen at et stigende antall husholdninger har to eller flere inntektstakere.

Nå er det vanskelig å gi et fyllestgjørende svar på slike problemstillinger utelukkende ved å vise inntektsulikheten for ulike grupper og utviklingen i disse. Det som er avgjørende for ulikheten i den samlede inntektsfordeling er hvordan inntektsfordelingene for de ulike delgrupper i befolkningen er "vevd inn i hverandre". Vi skal senere komme tilbake til metoder for å dekomponere ulikheten i den samlede inntektsfordeling i bidragene fra ulike grupper som befolkningen består av.

Vi skal her vise utviklingen i inntektsulikheten for husholdninger med forskjellig antall inntektstakere.

Tabell 9. A-ulikhet i fordeling av inntekt for husholdninger med 1, 2, og 3 eller flere inntektstakere. 1970, 1973, 1976, 1979

	1970	1973	1976	1979
Husholdninger med:				
1 inntektstaker	0.516	0.526	0.540	0.508
2 inntektstakere	0.387	0.396	0.407	0.393
3 eller flere inntektstakere	0.341	0.327	0.357	0.335

Ulikheten er størst i inntektsfordelingen for husholdninger med 1 inntektstaker. Ulikheten er litt mindre i inntektsfordelingen for husholdninger med 3 eller flere inntektstakere enn den er i husholdninger med 2

inntektstakere. Gjennomsnittlig inntekt pr. husholdning øker naturlig nok med antall inntektstakere, den var i 1979 kr 48 800, kr 97 500 og kr 144 800 for husholdninger med 1, 2, 3 og flere inntektstakere (dette er h.h.v. 60, 121 og 179 prosent av gjennomsnittsinntekten for alle husholdninger).

Vi så tidligere at det samme ulikhetsmål for fordelingen av inntekt (samme inntektsgruppe) for alle husholdninger viste samme ulikhet i årene 1973, 1976 og 1979 (0.522, 0.520 og 0.520). Tabellen ovenfor viser at ulikheten for hver av de tre typer husholdninger økte fra 1970 til 1976 (med ett unntak), og deretter falt til et nivå i 1979 som var omtrent det samme som i 1970.

Samtidig med denne utviklingen skjedde det endringer i hyppigheten av de ulike typer av husholdninger.

Tabell 10. Husholdninger etter tallet på inntektstakere i husholdningen. 1970, 1973, 1976, 1979

	1970	1973	1976	1979
I alt.....	100	100	100	100
Husholdninger med:				
1 inntektstaker....	58	59	45	49
2 inntektstakere...	30	30	36	36
3 eller flere inntektstakere...	11	11	18	15

Utviklingen synes stort sett å ha gått i retning av at færre husholdninger har bare én inntektstaker. Som vi så ovenfor var den gjennomsnittlige inntekt for husholdninger med ulikt antall inntektstakere svært forskjellig. Selv om andelen husholdninger med 1 inntektstaker der ulikheten er størst går ned kan vi derfor ikke slutte at det samme vil skje med inntektsulikheten i inntektsfordelingen for alle husholdninger.

Det framgår klart av det som er vist ovenfor at den bemerkelsesverdige stabilitet i ulikheten i fordelingen av inntekt for alle husholdninger

ikke skyldes stor stabilitet i hvordan inntekten er fordelt innen og mellom grupper. Det har i samme periode skjedd ikke uvesentlige endringer både i fordelingen av inntekt innen grupper, mellom grupper og forskyvninger i den relative størrelsen av grupper.

2.3. Geografiske forskjeller i ulikhet

Vi har til nå sett på ulikhet i fordelingen av inntekt i hele befolkningen eller innen bestemte grupper. I mange tilfeller knytter interessen seg imidlertid først og fremst til "sammenlikning av inntektene for ulike grupper". I et samfunn med et sterkt utviklet organisasjonssystem kan en ikke se på spørsmålet om fordeling som om samfunnet består av en mengde individer, husholdninger o.l. som er uavhengige av hverandre. Individer (husholdninger) grupperer seg i interessegrupper og i solidariske grupper, og det finnes organisasjoner til å ivareta disse interessene.

Spørsmålet er da hvordan en skal sammenlikne inntektene for to eller flere grupper av individer eller husholdninger. Som oftest skjer sammenlikning ved at en sammenlikner gjennomsnittsinntektene. Dette er f.eks. gjort i Sosialt Utsyn (1980, s. 26-28). Slike sammenlikninger av gjennomsnitt har naturligvis sin verdi, men også sine begrensninger. Vi skal i det følgende vise enkelte eksempler på sammenlikning av fordeling mellom grupper med utgangspunkt i regionale grupper. Videre skal vi diskutere noen problemer som er knyttet til det å lage mål som gir sammenfattende uttrykk for forskjeller mellom inntektsfordelinger for to grupper.

Gjennomsnittlig inntekt er først og fremst egnet som en makrostørrelse, gjennomsnittlig inntekt forteller om de samlede inntekter ("per capita") som tilfaller de private husholdningene i fylket.

Når det er behov for viten om fordelingen av inntekt er det vanlig å presentere andelen i ulike inntektsgrupper. Tabell 11 viser et eksempel på dette. En slik tabell er naturligvis velegnet dersom en er interessert i frekvensen av f.eks. lavinntektshusholdninger, høyninntektshusholdninger

m.v. Tabellen viser således at andelen av husholdningene som har inntekt under kr 20 000 er 10 prosent i Akershus mot 20 prosent i Troms og Finnmark.

Dersom en ikke er opptatt av størrelsen av lavinntektsgruppen spesielt, men av ulikhet mer generelt er det vanskelig å utnytte en slik tabellframstilling. Når en sammenlikner inntektsfordelingene for Oslo og for Møre og Romsdal er det lett å se at inntektsfordelingen er mer ulik i Oslo enn i Møre og Romsdal. Men vanligvis er det vanskelig å sammenlikne ulikhet på grunnlag av denne typen tabeller. En av grunnene til dette er at hyppighetstallene "avspeiler" både gjennomsnitt og ulikhet i fordelingen.

Tabell 11. Husholdninger i fem fylker etter størrelsen av husholdningsinntekt. 1976. Prosent

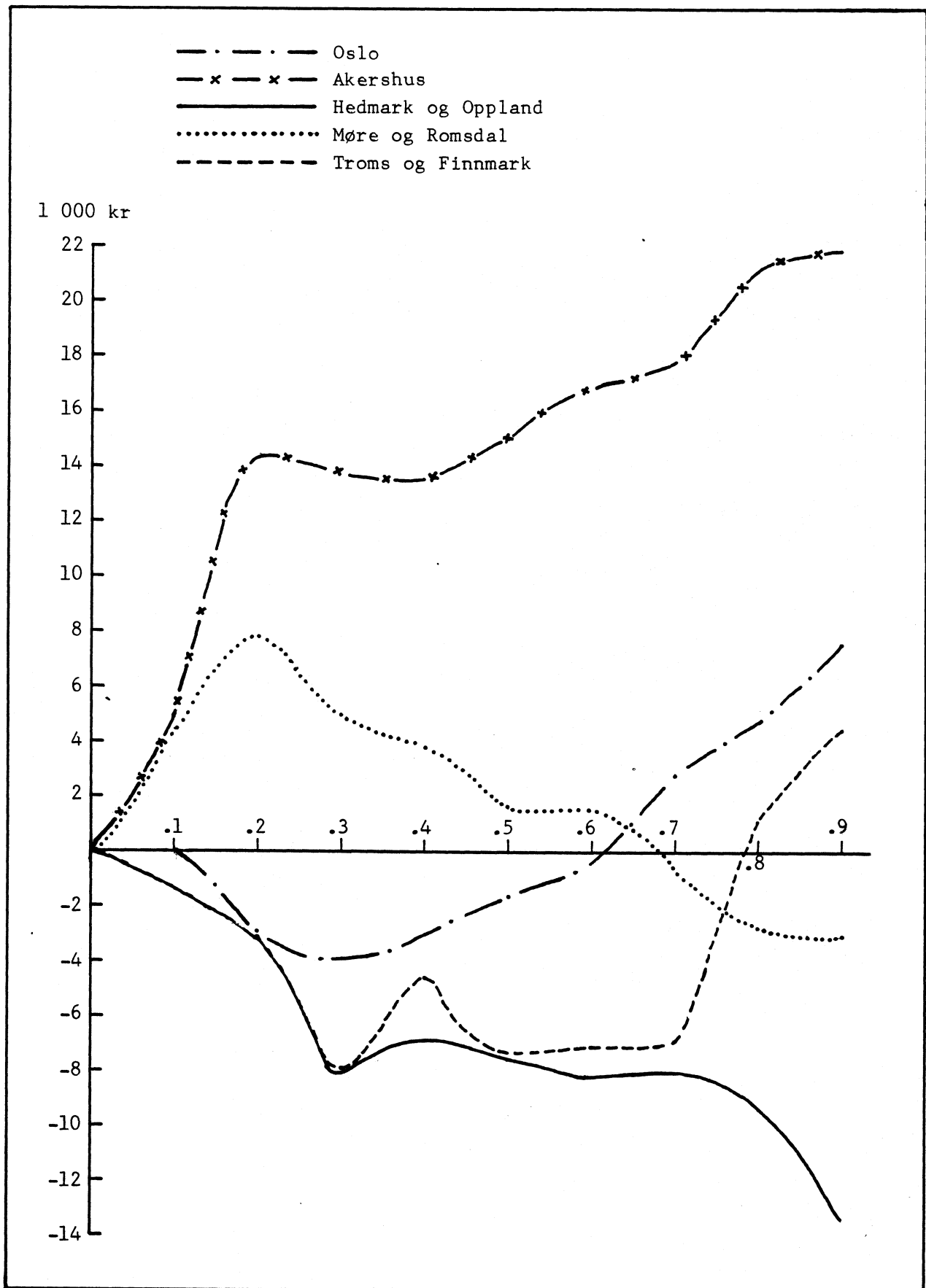
	Akershus	Oslo	Hedmark og Oppland	Møre og Romsdal	Troms og Finnmark
I alt.....	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Under 12 000 kr....	4,6	5,3	5,8	2,0	7,6
12 000 - 15 999 kr..	3,3	8,2	9,4	6,5	9,1
16 000 - 19 999 " ..	2,4	5,2	3,8	2,3	2,9
20 000 - 29 999 " ..	4,8	8,7	11,1	8,2	10,6
30 000 - 39 999 " ..	6,5	8,0	7,6	8,8	7,1
40 000 - 49 999 " ..	7,4	7,3	8,9	8,2	9,4
50 000 - 59 999 " ..	7,7	8,6	10,6	11,6	9,7
60 000 - 79 999 " ..	17,3	16,1	17,1	21,3	17,0
80 000 - 99 999 " ..	15,9	10,0	11,6	13,1	6,5
100 000 - 149 999" ..	22,3	16,4	11,1	13,9	15,0
150 000 kr og over...	7,8	6,1	2,9	4,0	5,0
Gjennomsnittlig husholdningsinntekt kr..	81 800	67 600	59 100	67 300	61 800
Gjennomsnittlig husholdningsstørrelse..	2,8	2,1	2,8	3,2	3,2

Bruk av fraktildifferansefunksjonen (se Aaberge (1982)) vil i en del tilfeller gjøre det lettere å få oversikt over forholdet mellom flere inntektsfordelinger. Ved sammenlikninger av fraktildifferansekurver sammenlikner en inntektene for personer/husholdninger med samme posisjon i inntektsfordelingen for sine respektive grupper.

Figur 2 illustrerer en sammenlikning av inntektsfordelingene for et utvalg av fylker ved hjelp av fraktildifferansekurver. Kurven angir for hver u forskjellen mellom u -fraktilene i de to fordelingene (der u er andelen av husholdningene med lavest inntekt), dvs. forskjellen mellom høyeste inntekt blant u -delen av husholdningene i fylket med minst inntekt og høyeste inntekt blant u -delen av husholdningene i hele landet med minst inntekt. Figuren viser f.eks. at inntektsgrensen for de 20 prosent av husholdningene som har lavest inntekt i Møre og Romsdal er nesten kr 8000 høyere enn inntektsgrensen for de 20 prosent av husholdningene i hele landet med lavest inntekt.

Legg merke til at hver av kurvene i figur 2 er basert på totalpopulasjonen som referansepopulasjon. Kurvene framkommer ved at inntektsfordelingen for hvert av fylkene blir sammenlignet med inntektsfordelingen for landet.

Figur 2. Fraktildifferansekurver for ulike fylker/fylkespar. 1976



De aktuelle fraktildifferansekurvene viser at inntektsfordelingene for de ulike fylkene, heller ikke tilnærmet har samme form. Et forsøk på å belyse inntektsforskjeller mellom fylkene ved hjelp av gjennomsnittsinntekt for hele fylket vil derfor dekke over viktig informasjon.

Gjennomsnittsinntekten i forhold til gjennomsnittsinntekten for hele landet er:

Akershus	+ 15 400 kr
Oslo	+ 1 200 "
Hedmark og Oppland	- 7 300 "
Møre og Romsdal	+ 900 "
Troms og Finnmark	- 4 600 "

Oslo og Møre og Romsdal har omtrent samme gjennomsnittsinntekt. Figur 2 viser imidlertid en svært forskjellig inntektsfordeling i de to sett av fylkene. I Møre og Romsdal har inntektsklassene med lavest inntekt høyere inntekt enn for hele landet, mens inntektsklassene med høyest inntekt har lavere inntekt enn for hele landet. Dette betyr at det i Møre og Romsdal er færre med lave inntekter og færre med høye inntekter enn i landet som helhet. I Oslo er forholdet det motsatte.

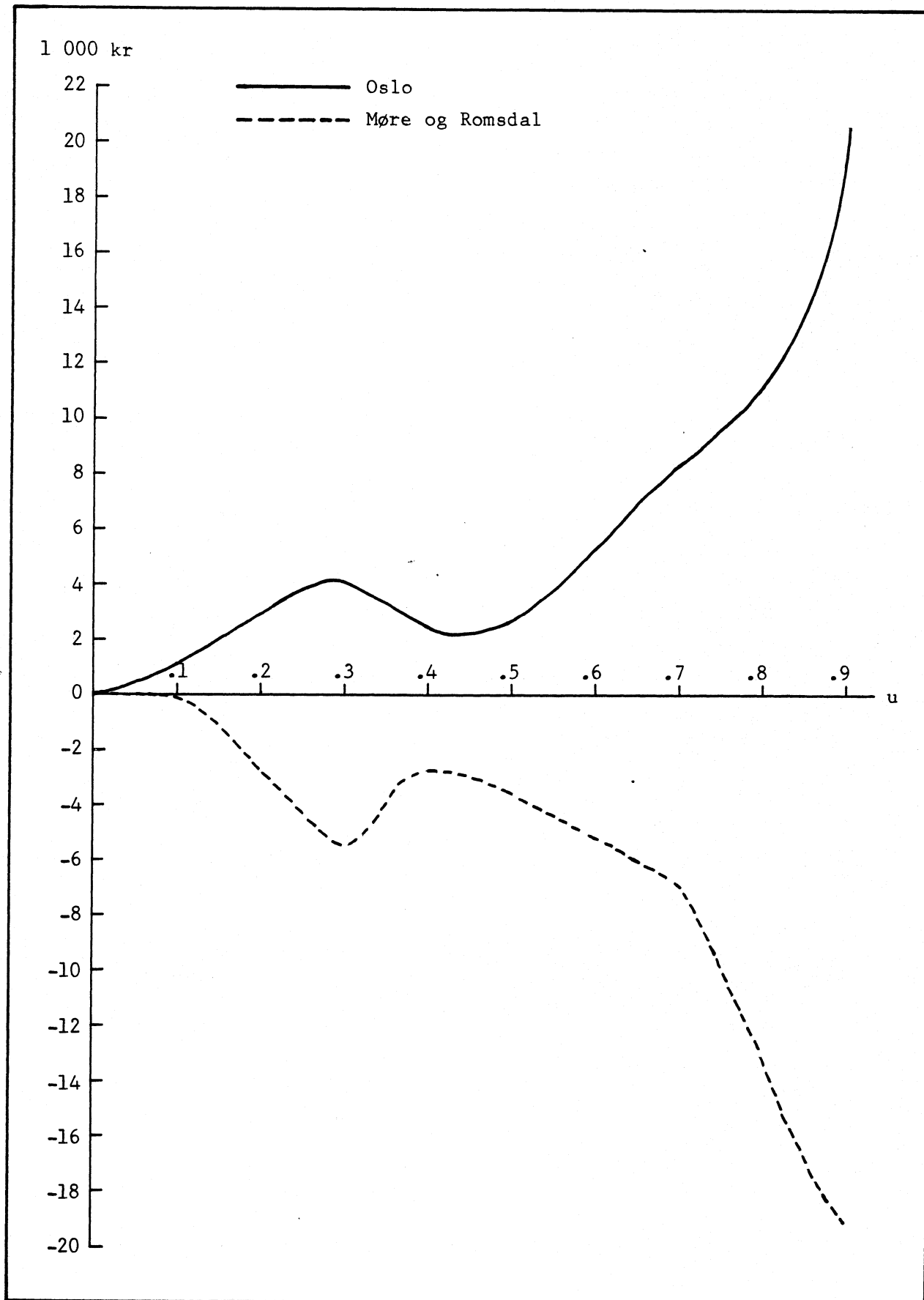
Hedmark og Oppland har en gjennomsnittsinntekt som er noe lavere enn i Troms og Finnmark. Fraktildifferansekurvene for de to sett av fylker viser hvordan denne forskjellen er framkommet. Kurvene viser at for de 70 prosent som har lavest inntekt er det bare mindre avvik mellom inntektsfordelingene. Forskjellen i gjennomsnittsinntekt mellom de to par av fylker skyldes hovedsakelig at de tre inntektsklassene som har høyest inntekt i hvert fylke har betydelig høyere inntekt i Troms og Finnmark enn i Hedmark og Oppland.

Fraktildifferansekurvene er et nyttig redskap dersom en ønsker bedre innsikt i hvordan avvik mellom gjennomsnittsinntekten for en gruppe og for hele landet er framkommet. Vi har gitt enkelte eksempler på interessante konklusjoner på grunnlag av denne typen presentasjon. Fraktildifferansekurver er en måte å presentere hele fordelingen på. Disse kurvene tar heller

ikke spesielt sikte på å vise ulikhet selv om de i en del tilfeller kan gi informasjon om ulikhet. Fraktildifferansekurven viser for ulike posisjoner i inntektsfordelingen forskjellen mellom inntektene i f.eks et fylke og inntektene i hele landet.

Vi skal gi et eksempel som illustrerer problemer med å bruke fraktildifferansekurver dersom en er interessert i ulikhet. Figur 3 viser fraktildifferansekurver for Oslo og Møre og Romsdal for 1979. Den viser klart at forskjellen i gjennomsnittlig inntekt først og fremst skyldes at inntektene for de øverste 30 prosent i inntektsfordelingen er betydelig høyere i Oslo enn i Møre og Romsdal. Derimot er det betydelig vanskeligere å si noe om ulikheten i inntektsfordelingene i Oslo og Møre og Romsdal i 1979 enn det var i 1976, ganske enkelt fordi kurven også avspeiler forskjeller i gjennomsnittlig inntekt - som var langt større i 1979 enn i 1976.

Figur 3. Fraktildifferansekurver for Oslo og Møre og Romsdal. 1979



En annen mulig presentasjon av inntektsforskjeller mellom regioner er å presentere opplysninger om gjennomsnittsinntekt og om ulikhet hver for seg.

Tabell 12. Gjennomsnittlig husholdningsinntekt og A-ulikhet i fordeling av husholdningsinntekt i Oslo og i Møre og Romsdal. 1976 og 1979

	1976		1979	
	Oslo	Møre og Romsdal	Oslo	Møre og Romsdal
Gjennomsnittlig husholdningsinntekt...	67 600	67 300	88 200	73 400
A-ulikhet.....	0.549	0.475	0.529	0.507

En slik tabell gir svært presis informasjon om to viktige trekk ved fordelingen. Den viser at det har vært en økende forskjell i gjennomsnittlig inntekt, mens ulikheten i inntektsfordelingen i de to områdene har nærmet seg hverandre.

En må likevel si at sammenlikningen av inntektsfordelingen for de to regionene er nokså indirekte, den skjer ved at en sammenlikner to "interne" trekk ved inntektsfordelingen i hver av regionene. Det ville helt klart vært ønskelig å ha mål som mer direkte beskriver relasjonen mellom to inntektsfordelinger. Vi skal komme tilbake til disse spørsmålene i kapittel 4.

3. Ulikhet i fordelingen av ekteparinntekt. Dekomponering av ulikhet etter kjønn

Analysen i dette kapitlet er basert på inntektsdata for 1 316 ektepar fra Levekårsundersøkelsen 1980 og omfatter to inntektsbegrep; inntekt (definert som i skattestatistikken) og disponibel ligningsinntekt. Ved å ta utgangspunkt i den målte ulikheten i ekteparfordelingen, skal vi belyse ulikhetsbidraget fra h.h.v. gifte kvinner og gifte menn. Som mål for ulikhet i ekteparfordelingen skal vi bruke både A og G. A legger som tidligere nevnt størst vekt på forholdene i den nedre delen av fordelingen, mens G legger størst vekt på forholdene i den sentrale delen av fordelingen. For å oppnå informasjon om ulikhetsbidraget fra h.h.v. gifte kvinner og gifte menn, skal vi benytte en metode for faktordekomponering av ulikhetsmål. Den aktuelle metoden for A og G er beskrevet i appendiks (del a).

3.1. Inntekt

Ved å benytte ulikhetskurvene $M(\cdot)$ og $L(\cdot)$ og de tilhørende ulikhetsmålene A og G, skal vi først drøfte ulikheten i inntektsfordelingene (skattestatistikken inntektsbegrep) for h.h.v. ektepar, gifte menn og gifte kvinner. De aktuelle M- og L-kurvene er gitt i h.h.v. figur 4 og figur 5. I tabell 13 og tabell 14 gir vi 9 funksjonsverdier med tilhørende varianser og konfidensintervall.

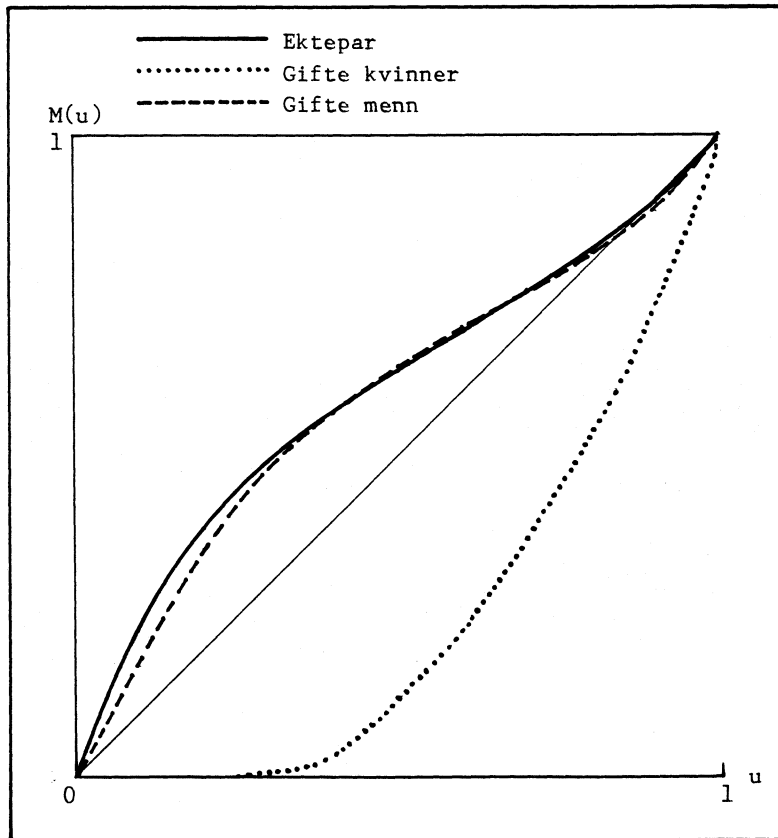
Tabell 13. Estimerte funksjonsverdier med tilhørende varianser og 95 % konfidensintervall for M-kurvene til ektepar, gifte kvinner og gifte menn. Inntekt

u		.10	.20	.30	.40	.50	.60	.70	.80	.90
Ektepar	$\hat{M}(u)$.228	.389	.490	.567	.632	.694	.755	.820	.891
	95 % konf. intervall	.186-.270	.357-.421	.465-.515	.547-.587	.615-.649	.679-.709	.742-.768	.809-.831	.882-.900
	var $\hat{M}(u)$.00045	.00026	.00015	.00010	.0007	.00006	.00004	.00003	.00002
Gifte kvinner	$\hat{M}(u)$	0	0	.001	.034	.124	.236	.373	.540	.742
	95 % konf. intervall	-	-	0-.003	.018-.050	.095-.153	.207-.265	.343-.403	.513-.567	.723-.761
	var $\hat{M}(u)$	0	0	.000001	.000065	.000214	.000214	.000224	.000180	.000086
Gifte menn	$\hat{M}(u)$.175	.354	.479	.569	.638	.698	.755	.815	.882
	95 % konf. intervall	.133-.217	.317-.391	.449-.509	.545-.593	.618-.657	.681-.715	.740-.770	.802-.828	.871-.893
	var $\hat{M}(u)$.00045	.00033	.00022	.00014	.00009	.00007	.00006	.00004	.00003

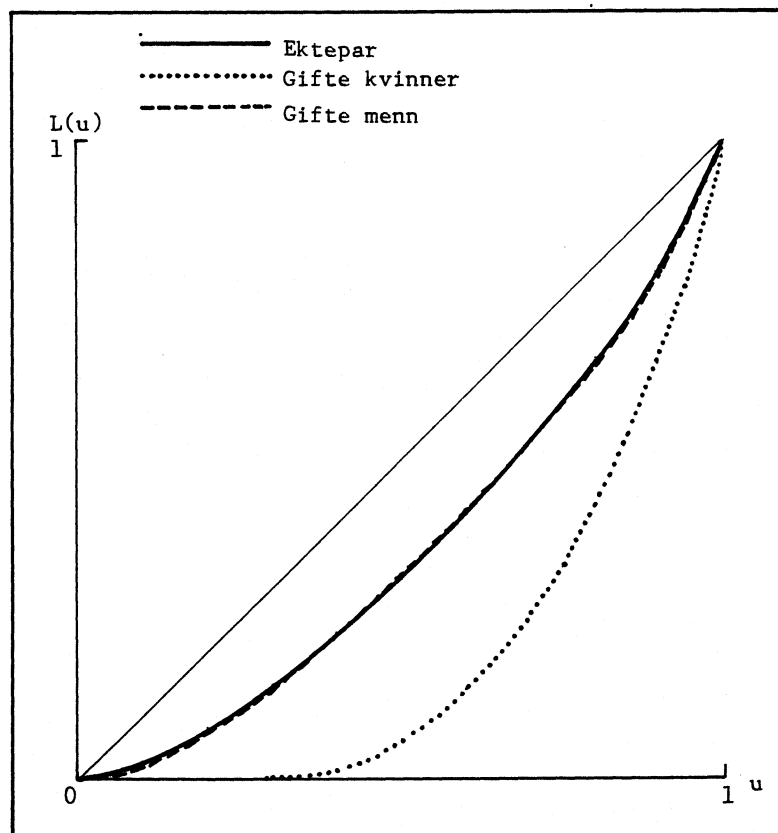
Tabell 14. Estimerte funksjonsverdier med tilhørende varianser og 95 % konfidensintervall for Lorenz-kurvene til ektepar, gifte kvinner og gifte menn. Inntekt

u		.10	.20	.30	.40	.50	.60	.70	.80	.90
Ektepar	$\hat{L}(u)$.023	.078	.147	.227	.316	.416	.529	.656	.802
	95 % konf. intervall	.019-.027	.071-.084	.140-.154	.219-.235	.307-.325	.407-.425	.520-.538	.647-.665	.794-.810
	var $\hat{L}(u)$.000004	.000010	.000014	.000016	.000018	.000020	.000020	.000020	.000017
Gifte kvinner	$\hat{L}(u)$	0	0	.0002	.013	.062	.141	.261	.432	.667
	95 % konf. intervall	-	-	0-.001	.006-.019	.047-.077	.123-.158	.240-.282	.410-.453	.650-.684
	var $\hat{L}(u)$	0	0	.0000001	.000010	.000054	.000077	.000110	.000115	.000070
Gifte menn	$\hat{L}(u)$.018	.071	.144	.228	.319	.419	.529	.652	.794
	95 % konf. intervall	.014-.022	.064-.078	.135-.153	.218-.237	.309-.329	.409-.429	.518-.539	.641-.663	.784-.804
	var $\hat{L}(u)$.000004	.000013	.000020	.000022	.000024	.000025	.000027	.000028	.000026

Figur 4. M-kurver for ektepar, gifte kvinner og gifte menn. Inntekt



Figur 5. Lorenz-kurver for ektepar, gifte kvinner og gifte menn. Inntekt



Figur 4 viser at ulikheten i inntektsfordelingen til gifte kvinner er betydelig større enn ulikheten i inntektsfordelingene til h.h.v. gifte menn og ektepar. Vi får videre en antydning om større likhet i den nedre delen av fordelingen for ektepar enn for gifte menn, mens det er ubetydelige avvik i ulikhet i de sentrale og øvre delene mellom disse fordelingene. Av figur 5 ser vi at Lorenz-kurvene for ektepar og gifte menn nærmest faller sammen. Når de tilsvarende M-kurvene antyder forskjeller mellom de nedre delene av fordelingene, så skyldes dette M-kurvens bedre evne til å avsløre forskjeller i ulikhet mellom de nedre delene av fordelingene. Spørsmålet er så om vi kan påstå at det er større ulikhet i inntektsfordelingen for gifte menn enn i inntektsfordelingen for ektepar? Vi kan få svar på dette spørsmålet ved å studere ulikhetsmålene A og G som er avledet av h.h.v. M-kurven og Lorenz-kurven.

Estimeringen av A og G og tilhørende varianser gir følgende resultater:

Tabell 15. A-ulikhet i inntektsfordelingen for h.h.v. ektepar, gifte kvinner og gifte menn

	Populasjon	\hat{A}_k	95 % konfidensintervall for A_k	var \hat{A}_k
k=0	Ektepar	.4051	.3876-.4226	.000077
k=1	Gifte kvinner	.7480	.7334-.7626	.000053
k=2	Gifte menn	.4160	.3969-.4351	.000091

Tabell 16. G-ulikhet i inntektsfordelingen for h.h.v. ektepar, gifte kvinner og gifte menn

	Populasjon	\hat{G}_k	95 % konfidensintervall for G_k	var \hat{G}_k
k=0	Ektepar	.2662	.2534-.2790	.000041
k=1	Gifte kvinner	.5919	.5728-.6110	.000091
k=2	Gifte menn	.2709	.2559-.2859	.000056

Tabell 15 og tabell 16 viser at ulikheten målt ved både A og G, er betydelig større i fordelingen for gifte kvinner enn i fordelingene for gifte menn og ektepar. På den andre siden kan vi ikke påstå forskjell i hverken A-ulikhet eller G-ulikhet mellom fordelingene for gifte menn og ektepar.

Vi skal nå studere bidragene fra h.h.v. gifte kvinner og gifte menn til ulikhet i inntektsfordelingen for ektepar. Vi har ovenfor funnet at ulikheten i fordelingen for gifte kvinner er betydelig større enn ulikheten i fordelingen for gifte menn. Dette behøver ikke nødvendigvis bety at kvinnene bidrar med en relativt større del av ulikheten i fordelingen for ektepar enn det mennene gjør. Slike feilslutninger er ikke uvanlige i samfunns-litteraturen (se f.eks. Horvath (1980)). Hvis situasjonen f.eks. er slik at kvinner med høy inntekt tilhører de ekteparene som har minst inntekt, så vil kvinnene få en utjæmnende effekt på inntektsfordelingen for ektepar. For å måle bidraget fra h.h.v. gifte menn og gifte kvinner til ulikhet i inntektsfordelingen for ektepar, skal vi benytte følgende faktordekomponeringer for A_0 og G_0 (se appendiks):

$$A_0 = \sum_{k=1}^2 u_k(A) = \sum_{k=1}^2 \frac{\mu_k}{\mu_0} \alpha_k$$

og

$$G_0 = \sum_{k=1}^2 u_k(G) = \sum_{k=1}^2 \frac{\mu_k}{\mu_0} \gamma_k$$

der μ_1 , μ_2 og μ_0 uttrykker forventet inntekt (gjennomsnittsinntekt) for h.h.v. gifte kvinner, gifte menn og ektepar. μ_1/μ_0 og μ_2/μ_0 er andelene av ekteparinntektene for h.h.v. kvinner og menn. α_1 og α_2 er interaksjonsfaktorer som informerer om h.h.v. kvinneinntektene og mannsinntektene bidrar til utjæmning.

eller fungerer ulikhetsskapende (målt ved A) på inntektsfordelingen til ektepar. γ_1 og γ_2 har tilsvarende betydning når ulikheten i ekteparfordelingen blir målt ved G . Positive interaksjonsfaktorer informerer om ulikhetsskapende effekt, mens negative interaksjonsfaktorer informerer om utjæmnende effekt.

For gifte kvinner (tilsvarende for gifte menn) er det to forhold som bestemmer størrelsen på interaksjonsfaktoren α_1 . Det ene er den interne ulikhet A_1 i fordelingen av gifte kvinners inntekter og det andre er den plasseringen de gifte kvinnene får i ordningen av ekteparinntektene. Det siste kan vi måle ved α_1/A_1 . Vi skal kalle denne parameteren for plasseringskomponenten. Til mindre denne størrelsen er til gunstigere er effekten av plasseringen. Den største verdien plasseringskomponenten kan ta er 1. I så fall har de gifte kvinnene samme plassering i ordningen av ekteparinntektene som i ordningen av gifte kvinners inntekter.

Vi kan derfor skrive A_0 og G_0 på følgende form

$$A_0 = \sum_{k=1}^2 \frac{\mu_k}{\mu_0} \frac{\alpha_k}{A_k} A_k$$

og

$$G_0 = \sum_{k=1}^2 \frac{\mu_k}{\mu_0} \frac{\gamma_k}{G_k} G_k$$

Estimeringen av parametrene gir følgende resultater:

Tabell 17. Gjennomsnittsinntekter for ektepar, gifte kvinner og gifte menn. Kr.

Populasjon	Ektepar k=0	Gifte kvinner k=1	Gifte menn k=2
$\hat{\mu}_k$	96 900	22 346	74 554

Tabell 18. Dekomponering av A-ulikhet for ektepar etter kjønn. Inntekt

Populasjon	$\hat{u}_k(A)/\hat{A}_0$	$\hat{u}_k(A)$	$\hat{\mu}_k/\hat{\mu}_0$	$\hat{\alpha}_k/\hat{A}_k$	\hat{A}_k	$\hat{\alpha}_k$
k=1 Gifte kvinner	.295	.1196	.23	.6934	.7480	.5187
k=2 Gifte menn	.705	.2855	.77	.8921	.4160	.3711

Tabell 19. Dekomponering av G-ulikhet for ektepar etter kjønn. Inntekt

Populasjon	$\hat{u}_k(G)/\hat{G}_0$	$\hat{u}_k(G)$	$\hat{\mu}_k/\hat{\mu}_0$	$\hat{\gamma}_k/\hat{G}_k$	\hat{G}_k	$\hat{\gamma}_k$
k=1 Gifte kvinner	.334	.0889	.23	.6511	.5919	.3854
k=2 Gifte menn	.666	.1773	.77	.8509	.2709	.2305

Av tabellene ser vi at de gifte kvinnene er representert med 23 prosent av ekteparinntektene. Videre har vi at kvinnene bidrar med 29,5 prosent av A-ulikheten og med 33,4 prosent av G-ulikheten i ekteparfordelingen. Dette betyr at ulikhetsbidraget (målt ved både A og G) er relativt større for gifte kvinner enn for gifte menn.

Vi ser at plasseringskomponenten er mindre for gifte kvinner enn for gifte menn. For gifte menn er disse komponentene (α_2/A_2 og γ_2/G_2) så høye at vi grovt sagt kan si at gifte menn har samme plassering i ordningen av gifte menns inntekter som i ordningen av ekteparinntektene. Gifte kvinner har en gunstigere plasseringseffekt på ulikheten (målt ved både A og G) i ekteparfordelingen enn de gifte mennene. Denne effekten er imidlertid ikke stor nok til å veie opp for den sterke ulikhetsskapende effekten på ekteparfordelingen som den interne ulikheten i fordelingen av gifte kvinners inntekter skaper. Den samlede effekten av disse to komponentene kommer som tidligere nevnt til uttrykk i interaksjonskomponenten. Vi ser at $\alpha_1 > \alpha_2$ og $\gamma_1 > \gamma_2$.

De gifte kvinnes ulikhetsbidrag i ekteparfordelingen er mindre når ulikheten blir målt ved A enn ved G. Dette betyr at kvinnene har en sterkere ulikhetsskapende effekt på den sentrale delen av ekteparfordelingen enn på den nedre delen av fordelingen.

Hvis forholdene hadde vært slik at de gifte kvinnes plassering i ordningen av gifte kvinners nettoinntekter var identisk med deres plassering i ordningen av ekteparinntektene, så ville $\hat{\alpha}_1 = \hat{A}_1 = .7480$. Hvis vi hadde samme forhold for mennene, så ville $\hat{\alpha}_2 = \hat{A}_2 = .4160$. Denne situasjonen oppstår hvis den høyeste ekteparinntekten består av både den høyeste (gifte) kvinneinntekten og den høyeste (gifte) mannsinntekten, den nest høyeste ekteparinntekten består av både den nest høyeste (gifte) kvinneinntekten og den nest høyeste (gifte) mannsinntekten, osv. I så fall ville A-ulikheten for ekteparfordelingen ha økt med 21,6 prosent. Den tilsvarende økningen i G-ulikheten ville ha blitt på 29,6 prosent. Vi hadde altså ikke fått noen dramatisk økning i ulikheten for ekteparfordelingen, dersom dagens kombinasjon av gifte kvinner og gifte menn hadde blitt forandret til den minst gunstige m.h.p. ulikhet i ekteparfordelingen.

Den gunstigste kombinasjonen av gifte kvinner og gifte menn m.h.p. ulikhet i ekteparfordelingen består i å kombinere den høyeste inntekten blant gifte kvinner med den laveste inntekten blant gifte menn, den nest høyeste inntekten blant gifte kvinner med den nest laveste inntekten blant gifte menn, osv. Den største effekten av en slik omplassering vil oppstå hvis de gifte mennene da får samme rangering i ordningen av ekteparinntektene som i ordningen av gifte menns inntekter og de gifte kvinnene samtidig får omsnudd rangering i ordningen av ekteparinntektene i forhold til deres rangering i ordningen av gifte kvinners inntekter. I så fall vil de gifte kvinnene få en utjammende effekt på ulikheten i fordelingen av ekteparinntektene. Vi finner at da blir $\hat{\alpha}_1 = -1.0809$, $\hat{\alpha}_2 = 0.4160$, $\hat{\gamma}_1 = 0.5919$ og $\hat{\gamma}_2 = 0.2709$. Dette ville

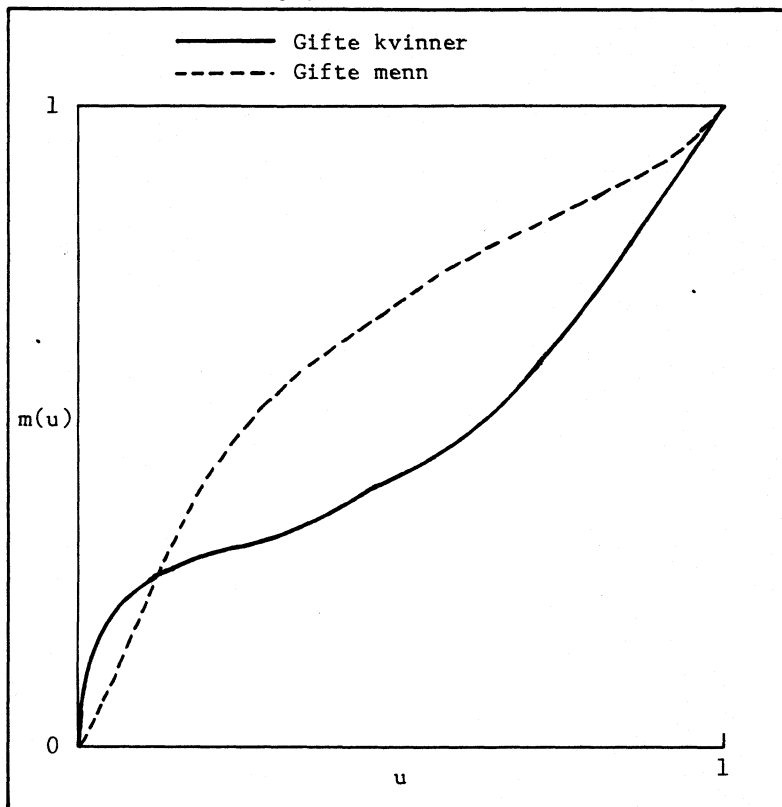
medført at A-ulikheten ville ha blitt redusert med 82 prosent og G-ulikheten med 73 prosent. Den gunstigste kombinasjonen ville altså ha gitt en betydelig reduksjon i ulikheten for ekteparfordelingen.

Hvis vi holder fast på de anslåtte interaksjonsfaktorer for gifte menn og gifte kvinner samtidig som vi tenker oss gifte kvinners andel av ekteparinntektene økt til 50 prosent, da ville A-ulikheten for ekteparfordelingen ha økt med 10 prosent og G-ulikheten med 17 prosent.

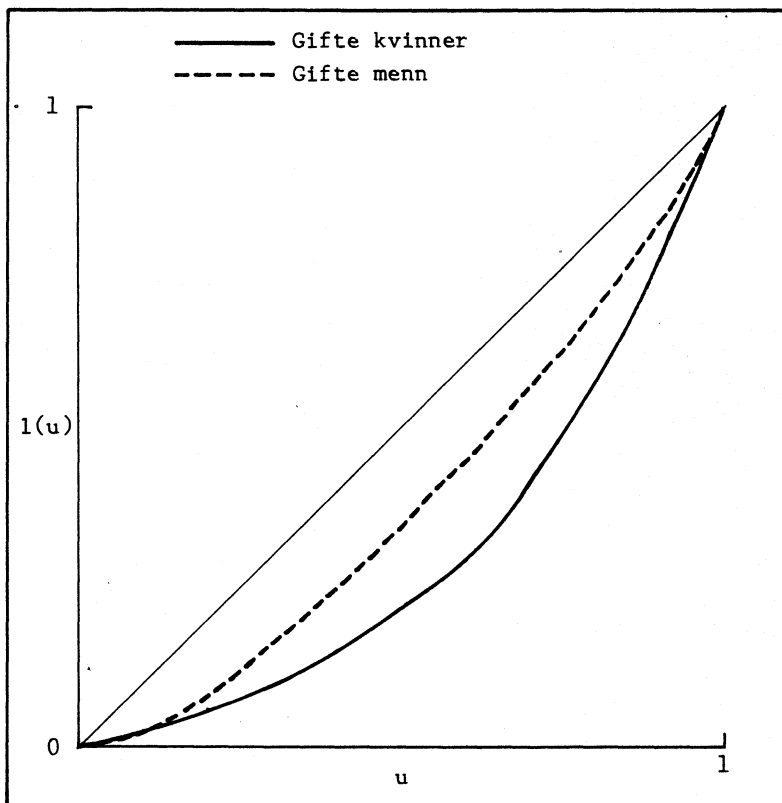
For å oppnå detaljert kunnskap om h.h.v. gifte kvinners og gifte menns betydning for ulikheten i ekteparfordelingen, skal vi studere plottet av interaksjonskurvene $m_1(\cdot)$, $m_2(\cdot)$, $l_1(\cdot)$ og $l_2(\cdot)$. De aktuelle kurvene er framstilt i figur 6 og figur 7. For en fast u uttrykker $m_1(u)$ forholdet mellom gjennomsnittsinntekten til de gifte kvinnene som tilhører den nederste u^{te} delen av ekteparinntektene og gjennomsnittsinntekten til gifte kvinner. $l_1(u)$ er den andelen av gifte kvinners inntekter som tilhører de gifte kvinnene i den nederste u^{te} delen av ekteparinntektene.

I motsetning til $M(\cdot)$ kan $m(\cdot)$ ta verdier større enn 1. Hvis $m_1(u)$ hadde vært større enn 1 for alle u , så ville de gifte kvinnene fått en utjammende effekt på ulikheten i alle deler av inntektsfordelingen for ektepar. Videre vil de gifte kvinnene få nøytral effekt på ulikheten i alle deler av ekteparfordelingen hvis $m_1(u) = 1$ for alle u og ulikhetsskapende effekt på ulikheten i alle deler av ekteparfordelingen hvis $m_1(u) < 1$ for alle u . Av figur 6 ser vi at både m -kurven for gifte kvinner og for gifte menn ligger nedenfor den horisontale linja 1. Dette betyr altså at både gifte kvinner og gifte menn har ulikhetsskapende effekt på ulikheten i alle deler av ekteparfordelingen. Vi ser videre at de gifte kvinnene har en relativt mindre ulikhetsskapende effekt på den nederste 13 prosenten av ekteparfordelingen enn de gifte mennene. I den sentrale og øvre delen av ekteparfordelingen er den relative ulikhetsskapende effekten betydelig større for gifte kvinner enn for gifte menn. Forklaringen på dette er at de høyeste inntektene blant gifte

Figur 6. Interaksjonskurver ($m(\cdot)$) for gifte kvinner og gifte menn. Inntekt



Figur 7. Interaksjonskurver ($l(\cdot)$) for gifte kvinner og gifte menn. Inntekt



kvinner er betydelig større enn gjennomsnittsinntekten for gifte kvinner og at disse kvinnene tilhører de ekteparene som har de høyeste ekteparinntektene.

Plottet av interaksjonskurvene $l_1(\cdot)$ og $l_2(\cdot)$ (figur 7) gir i hovedsak en bekreftelse av de oppnådde resultatene. Men på samme måten som forholdet mellom Lorenz-kurven og M-kurven, får vi at l-kurven har en dårligere evne til å skille mellom forskjeller i de nedre delene av fordelingene enn m-kurven. Begge kurvene har en presis tolkning i hvert punkt. En mer utfyllende drøfting av egenskaper og tolkning er gitt i appendiks (a).

3.2 Disponibel inntekt

På tilsvarende måte som i kapittel 3.1 skal vi først drøfte ulikheten i den disponible inntektsfordelingen for h.h.v. ektepar, gifte menn og gifte kvinner. De aktuelle M- og L-kurvene er gitt i h.h.v. figur 8 og figur 9. I tabell 20 og tabell 21 gir vi 9 funksjonsverdier med tilhørende varianser og konfidensintervall.

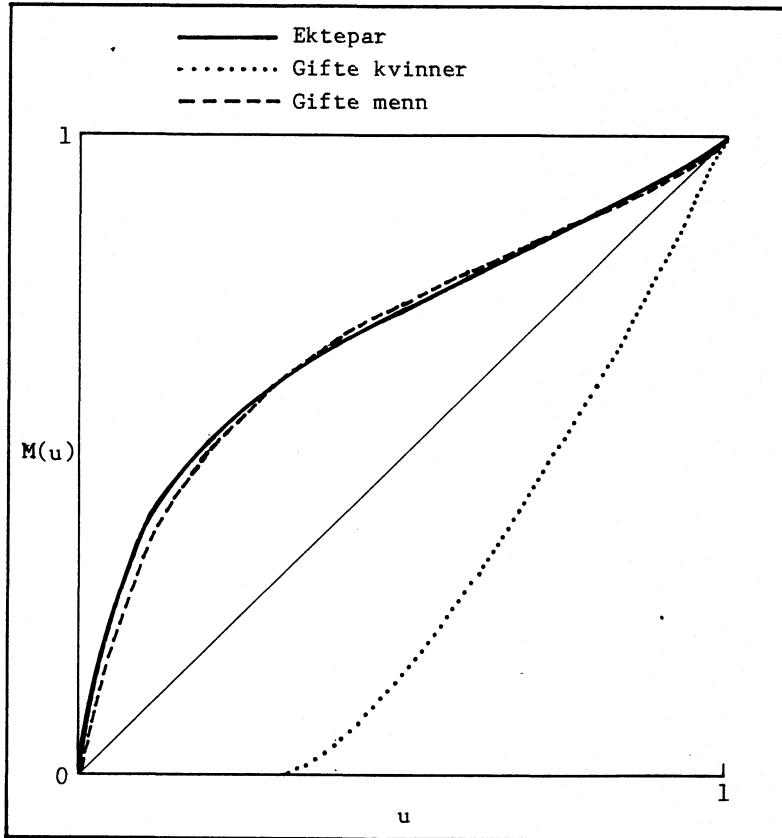
Tabell 20. Estimerte funksjonsverdier med tilhørende varianser og 95 %-konfidensintervall for M-kurvene til ektepar, gifte kvinner og gifte menn. Disponibel inntekt

u		.10	.20	.30	.40	.50	.60	.70	.80	.90
Ektepar	$\hat{M}(u)$.386	.519	.605	.671	.727	.777	.826	.877	.930
	95 % konf. intervall	.345-.427	.491-.547	.585-.625	.655-.687	.714-.740	.766-.788	.817-.835	.870-.884	.925-.935
	var $\hat{M}(u)$.000422	.000194	.000102	.000066	.000043	.000028	.000018	.000011	.000005
Gifte kvinner	$\hat{M}(u)$	0	0	0	.053	.159	.293	.442	.607	.792
	95 % konf. intervall	-	-	-	.029-.077	.125-.192	.259-.327	.412-.472	.582-.632	.777-.807
	var $\hat{M}(u)$	0	0	0	.000145	.000279	.000282	.000230	.000154	.000055
Gifte menn	$\hat{M}(u)$.341	.503	.605	.678	.735	.785	.830	.875	.925
	95 % konf. intervall	.294-.388	.471-.535	.581-.629	.659-.696	.720-.750	.773-.797	.820-.840	.867-.883	.919-.931
	var $\hat{M}(u)$.000556	.000255	.000146	.000085	.000053	.000035	.000024	.000016	.000009

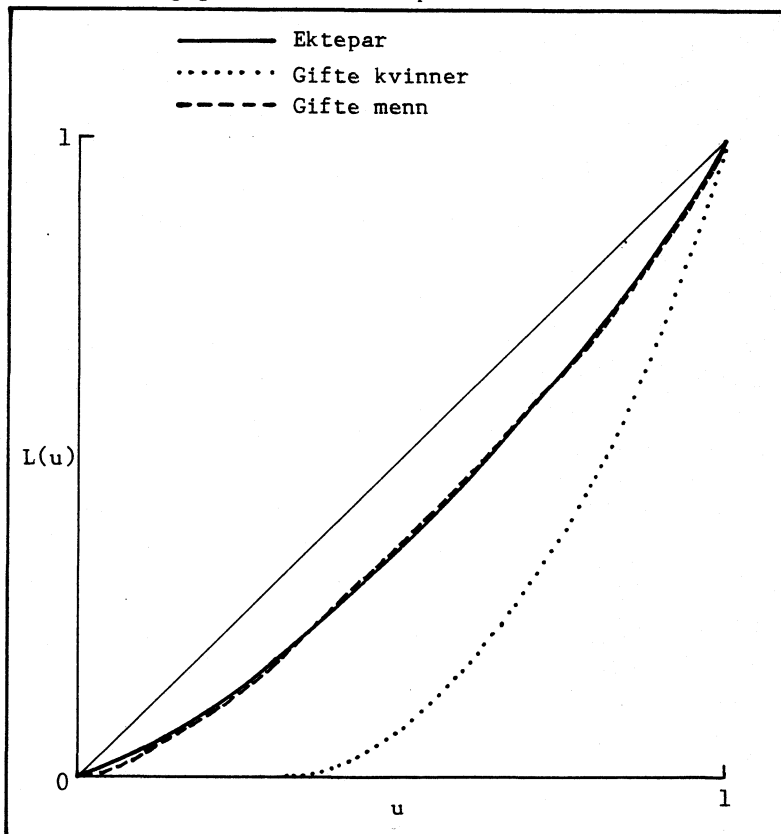
Tabell 21. Estimerte funksjonsverdier med tilhørende varianser og 95 %-konfidensintervall for Lorenz-kurvene til ektepar, gifte kvinner og gifte menn. Disponibel inntekt

	u	.10	.20	.30	.40	.50	.60	.70	.80	.90
Ektepar	$\hat{L}(u)$.039	.104	.182	.268	.363	.466	.578	.702	.837
	95 % konf. intervall	.035-.043	.098-.109	.176-.188	.261-.274	.356-.370	.460-.472	.572-.584	.697-.707	.833-.841
	var $\hat{L}(u)$.000004	.000008	.000009	.000011	.000011	.000010	.000009	.000007	.000004
Gifte kvinner	$\hat{L}(u)$	0	0	0	.021	.080	.176	.310	.486	.713
	95 % konf. intervall	-	-	-	.011-.031	.063-.097	.156-.196	.289-.331	.466-.506	.700-.726
	var $\hat{L}(u)$	0	0	0	.000023	.000070	.000101	.000113	.000099	.000044
Gifte menn	$\hat{L}(u)$.034	.101	.182	.271	.368	.471	.581	.700	.832
	95 % konf. intervall	.029-.039	.095-.107	.175-.189	.264-.278	.361-.375	.464-.478	.574-.588	.694-.706	.826-.837
	var $\hat{L}(u)$.000006	.000010	.000013	.000014	.000013	.000013	.000012	.000010	.000008

Figur 8. M-kurver for ektepar, gifte kvinner, og gifte menn. Disponibel inntekt



Figur 9. Lorenz-kurver for ektepar, gifte kvinner og gifte menn. Disponibel inntekt



Ved å sammenligne figur 8 og 9 med h.h.v. figur 4 og 5, finner vi at disponibel inntekt er mindre ulikt fordelt enn nettoinntekt. Dette er tilfelle både for ektepar, gifte kvinner og gifte menn. Skattesystemet gir altså som forventet en reduksjon i ulikheten i fordelingen av nettoinntekt. Ved å studere ulikhetsmålene A og G kan vi kvantifisere denne reduksjonen.

Estimeringen av A og G og tilhørende varianser gir følgende resultater:

Tabell 22. A-ulikhet i fordelingene av disponibel inntekt for ektepar, gifte kvinner og gifte menn

Populasjon	\hat{A}_k	95 % konfidensintervall for A_k	var \hat{A}_k
k=0 Ektepar	.3149	.2988-.3310	.000065
k=1 Gifte kvinner	.7173	.7015-.7331	.000062
k=2 Gifte menn	.3211	.3034-.3388	.000078

Tabell 23. G-ulikhet i fordelingene av disponibel inntekt for ektepar, gifte kvinner og gifte menn

Populasjon	\hat{G}_k	95 % konfidensintervall for G_k	var \hat{G}_k
k=0 Ektepar	.1954	.1860-.2048	.000022
k=1 Gifte kvinner	.5488	.5291-.5685	.000097
k=2 Gifte menn	.1957	.1847-.2067	.000030

Ved å sammenlikne h.h.v. tabell 22 og 15 og tabell 23 og 16, ser vi at konfidensintervallene for ektepar ikke har noen felles punkter. Det samme er tilfelle for h.h.v. gifte kvinner og gifte menn. Vi kan derfor slå fast at reduksjonen i ulikhet for hver av de tre gruppene er signifikant. Videre finner vi at reduksjonen i A-ulikhet og G-ulikhet for ektepar er h.h.v. 22 prosent og 27 prosent. Tilsvarende reduksjoner for gifte kvinner er h.h.v. 4 prosent og 7 prosent og for gifte menn h.h.v. 23 prosent og 28 prosent.

Denne testprosedyren er enkel, men konservativ. I stedet kan vi utføre parvis testing slik som vist i Aaberge (1982, s.71). Hvis man vil kreve simultant nivå (ϵ), må hvert av konfidensintervallene bygge på tester med nivå $\epsilon/15$.

Reduksjonen i G-ulikhet er større enn reduksjonen i A-ulikhet for alle de tre gruppene. Dette betyr at skattesystemet har en mer utjænnende effekt på de sentrale og øvre delene av disse tre nettoinntektsfordelingene enn på de nedre delene av fordelingene. Vi legger ellers merke til at ulikhetsreduksjonen (målt ved både A og G) i nettoinntektsfordelingen for gifte kvinner er liten i forhold til tilsvarende reduksjoner for gifte menn og ektepar. Noe av forklaringen på denne forskjellen ligger i det forholdet at nærmere 30 prosent av de gifte kvinnene har 0 i nettoinntekt.

På tilsvarende måte som i kapittel 6.1 skal vi nå studere ulikhetsbidragene fra h.h.v. gifte kvinner og gifte menn i fordelingen av disponibel inntekt for ektepar. Estimeringen av parametrene i dekomponeringen har gitt følgende resultater:

Tabell 24. Gjennomsnittlig disponibel inntekt for ektepar, gifte kvinner og gifte menn. Kr.

Populasjon	Ektepar k=0	Gifte kvinner k=1	Gifte menn k=2
$\hat{\mu}_k$	72 158	18 060	54 097

Tabell 25. Dekomponering av A-ulikhet for ektepar etter kjønn. Disponibel inntekt

	$\hat{u}_k(A)/\hat{A}_0$	$\hat{u}_k(A)$	$\hat{\mu}_k/\hat{\mu}_0$	$\hat{\alpha}_k/\hat{A}_k$	\hat{A}_k	$\hat{\alpha}_k$
k=1 Gifte kvinner	.40	.1254	.25	.6990	.7173	.5014
k=2 Gifte menn	.60	.1895	.75	.7870	.3211	.2527

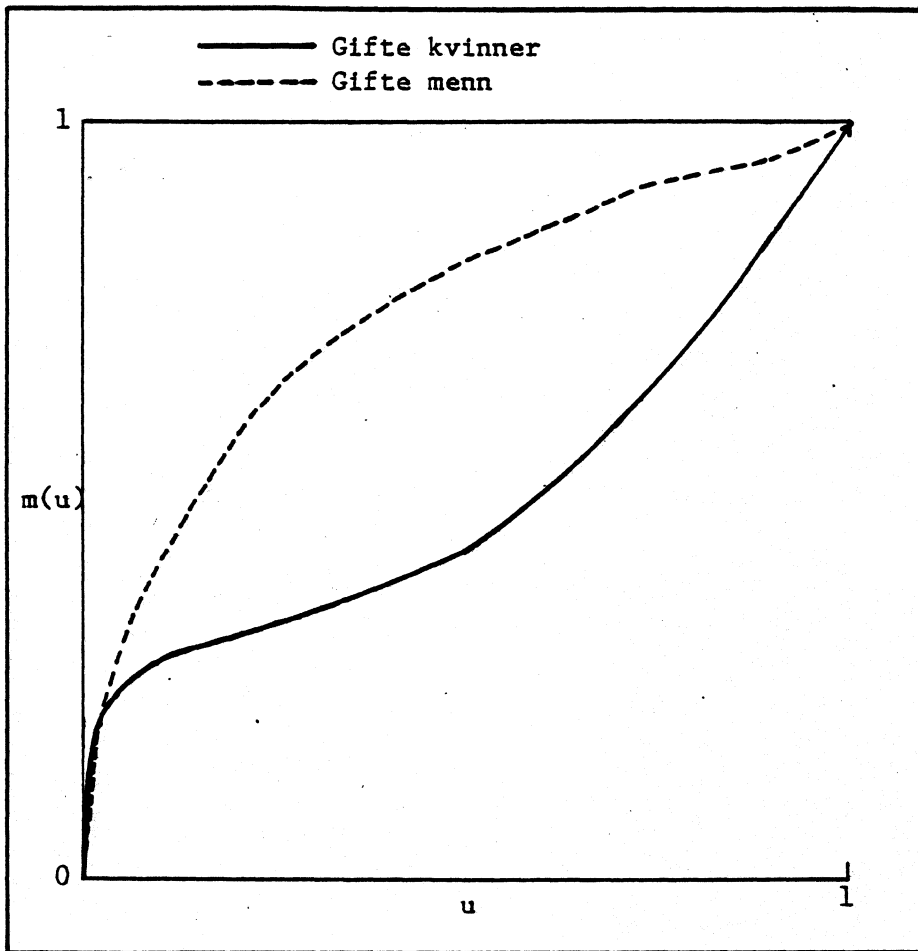
Tabell 26. Dekomponering av G-ulikhet for ektepar etter kjønn.
Disponibel inntekt.

Populasjon	$\hat{u}_k(G)/\hat{G}_0$	$\hat{u}_k(G)$	$\hat{\mu}_k/\hat{\mu}_0$	$\hat{\gamma}_k/\hat{G}_k$	\hat{G}_k	$\hat{\gamma}_k$
k=1 Gifte kvinner	.48	.0934	.25	.6806	.5488	.3735
k=2 Gifte menn	.52	.1020	.75	.6949	.1957	.1360

Tabell 25 og tabell 26 viser at de gifte kvinnenes andel av de disponible ekteparinntektene er omtrent lik deres andel av ekteparenes nettoinntekter. Ulikhetsbidraget fra de gifte kvinnene har derimot økt. Når ulikheten i ekteparfordelingen blir målt ved G, ser vi at de gifte kvinnene bidrar med om lag halvparten av ulikheten i ekteparfordelingen. Siden de gifte kvinnenes andel av de disponible inntektene bare er på 25 prosent, betyr dette at de gifte kvinnene gir et relativt mye større ulikhetsbidrag enn de gifte mennene. Dette kan vi se direkte ved å sammenligne de estimerte interaksjonskomponentene $\hat{\alpha}_1$ og $\hat{\alpha}_2$, $\hat{\gamma}_1$ og $\hat{\gamma}_2$. De gifte kvinnene har fortsatt en gunstigere plasseringseffekt på ulikheten i ekteparfordelingen enn de gifte mennene (se estimat for (α_k/A_k) og (γ_k/G_k)). Men forskjellene i plasseringseffekt er blitt mindre enn de vi fant for ulikheten (målt ved A og G) i nettoinntektsfordelingen for ektepar. Det er hovedsakelig forskjellene i intern ulikhet mellom gifte kvinner og gifte menn som i dette tilfellet forklarer de gifte kvinnenes relativt større bidrag til ulikheten i ekteparfordelingen.

Vi skal nå studere plottet av interaksjonskurvene $m_1(\cdot)$ og $m_2(\cdot)$. På denne måten får vi et mer detaljert bilde av h.h.v. gifte kvinners og gifte menns betydning for ulikheten i fordelingen av disponibel inntekt for ektepar. De aktuelle kurvene er framstilt i figur 10.

Figur 10. m-interaksjonskurver for gifte kvinner og gifte menn. Disponibel inntekt



Viss m-kurven for gifte kvinner og m-kurven for gifte menn hadde vært identiske, da ville gifte menn og gifte kvinner gitt relativt samme ulikhetsbidrag til alle deler av ekteparfordelingen. Av figur 10 ser vi at kurvene faller sammen for den nederste 2,5 prosenten av ekteparfordelingen. For de øvrige deler ligger m-kurven for gifte menn over (og til dels betydelig over) m-kurven for gifte kvinner. Dette betyr at de gifte mennenes relative ulikhetsbidrag er mindre enn det relative ulikhetsbidraget fra de gifte kvinnene i alle deler av ekteparfordelingen bortsett fra den nederste 2,5 prosenten.

4. Ulikhet i fordelingen av timelønn for lønnsinntakere.

Dekomponering av ulikhet etter kjønn og sosioøkonomisk status

Vi skal først gi en detaljert drøfting av ulikheten i fordelingen av lønn (timelønn) og deretter dekomponere den registrerte ulikheten etter grupper som er bestemt av kjønn og sosioøkonomisk status. Timelønn er hentet inn ved intervju. Det er timelønn i hovedyrke før skatt og andre fradrag er trukket fra. Eventuell overtidsbetaling er tatt med. For ansatte som ikke har oppgitt lønn pr. time har vi beregnet en timelønn på grunnlag av oppgitt lønn pr. uke, 2 uker eller måned og vanlig arbeidstid pr. uke i hovedyrke. Datagrunnlaget er de 1967 lønnsinntakere i utvalget til Levekårsundersøkelsen 1980 som har gitt opplysninger om sosioøkonomisk status som arbeider eller funksjonær.

I tabell 27 gir vi 9 estimerte funksjonsverdier med tilhørende varianser og punktvis konfidensintervall for h.h.v. M-kurven og Lorenz-kurven (L-kurva) til lønnsinntakernes fordeling av lønn. Plottet av kurvene er framstilt i figur 11 og figur 12. I figur 11 har vi også tegnet inn de punktvis konfidensintervallene.

Tabell 27. Estimerte funksjonsverdier med tilhørende varianser og 95%-konfidensintervall for M-kurven og L-kurven til fordelingen av timelønn for lønnsmottakere

u	.10	.20	.30	.40	.50	.60	.70	.80	.90
$\hat{M}(u)$.504	.604	.667	.714	.755	.793	.831	.871	.919
95% konf. intervall	.476-.532	.587-.621	.653-.681	.702-.726	.745-.765	.783-.803	.822-.840	.863-.879	.912-.926
var $\hat{M}(u)$.000195	.000074	.000047	.000034	.000027	.000023	.000019	.000016	.000012
$\hat{L}(u)$.050	.121	.200	.286	.378	.476	.581	.697	.827
95% konf. intervall	.047-.053	.118-.124	.196-.204	.281-.291	.373-.383	.470-.482	.575-.587	.691-.703	.821-.833
var $\hat{L}(u)$.000002	.000003	.000004	.000005	.000007	.000008	.000009	.000010	.000010

Vi skal først kommentere noen av tallene i tabell 27 og deretter gi noen tall som enkelt kan avledes fra tabell 27.

Tallene for M-kurven viser blant annet at den nederste 10-prosenten (de med minst lønn) i gjennomsnitt tjener halvparten av gjennomsnittet til alle lønsmottakere, mens den nederste halvparten i gjennomsnitt tjener 75 prosent av totalgjennomsnittet. Videre finner vi at den øverste 10-prosenten i gjennomsnitt tjener 1.7 ganger gjennomsnittet for alle og 3.5 ganger gjennomsnittet for den nederste 10-prosenten. De to siste tallene beregner vi på grunnlag av de tabellerte verdiene for Lorenz-kurven på følgende måter

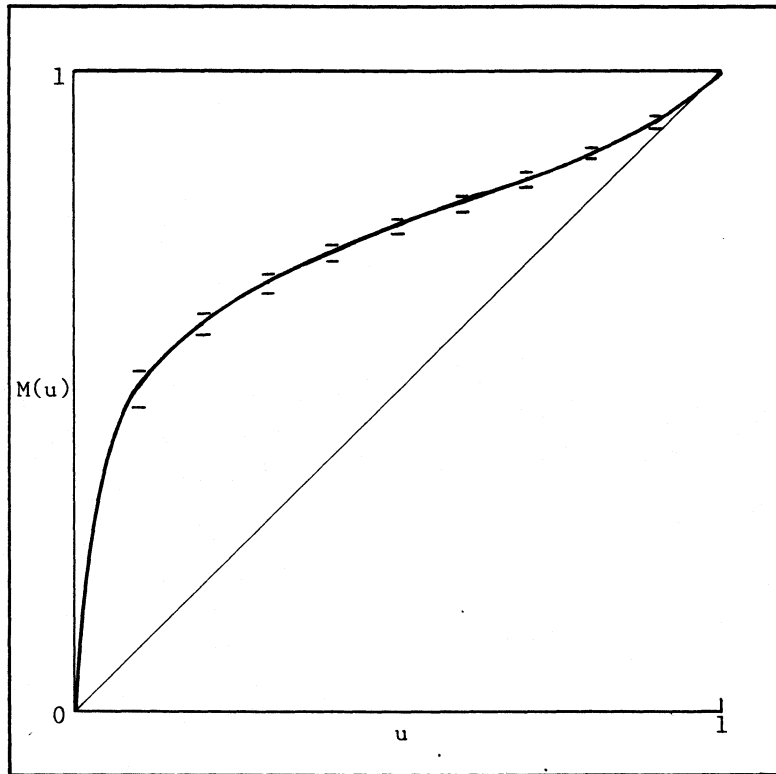
$$\frac{1-\hat{L}(.90)}{1-.90} = 1.7$$

og

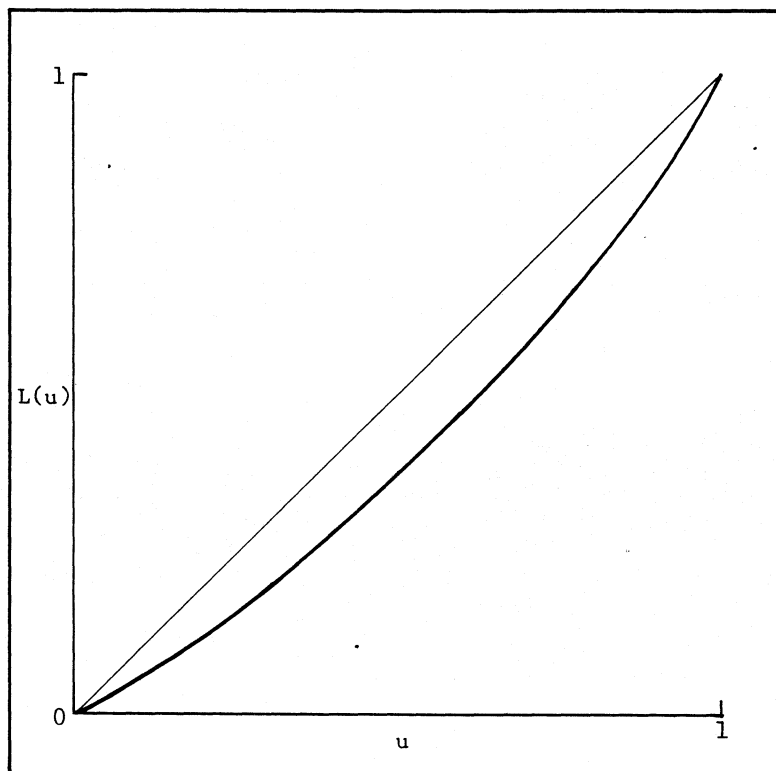
$$\frac{1-\hat{L}(.90)}{\hat{L}(.10)} = 3.5.$$

Tolkningen av de beregnede tallene er begrunnet i Aaberge (1982).

Figur 11. M-kurve for lønsmottakere. Lønn



Figur 12. Lorenz-kurve for lønsmottakere. Lønn



Figurene 11 og 12 viser at ulikheten i fordelingen av lønn for lønns-mottakerne er mindre enn ulikheten i de forskjellige inntektsfordelingene som ble drøftet i de foregående kapitlene.

De punktwise konfidensintervallene gitt i tabell 27, viser at estimatene er av svært tilfredsstillende kvalitet. Det ideelle ville naturligvis ha vært å gi simultane konfidensband for kurvene, men uavklarte metodiske problem har forhindre oss i å gjøre dette.

For å oppsummere ulikheten i lønnsfordelingen målt ved h.h.v. M-kurven og L-kurven, skal vi estimere ulikhetsmålene A og G.

Tabell 28. A-ulikhet og G-ulikhet i lønnsfordelingen til lønsmottakere

Ulikhetsmål	Estimat	95% konfidens-intervall	Estimert varians
A	.2733	.2613-.2853	.000036
G	.1805	.1720-.1890	.000018

Vi skal nå dekomponere den registrerte ulikheten i lønnsfordelingen (målt ved h.h.v. A og G) etter grupper som er bestemt av kjønn og sosioøkonomisk status. Inndelingen av funksjonærene etter nivå skjer ut fra en inndeling av yrkene etter gjennomsnittlig utdanningsnivå for personer med disse yrker. For hver yrkesgruppe er gjennomsnittlig utdanningsnivå og fordelingen på utdanningsnivå regnet ut på grunnlag av Folketellingen 1970. På dette grunnlag er yrkene plassert i fire utdanningsgrupper. Funksjonærer på lavere nivå omfatter funksjonæryrker på laveste utdanningsnivå, og funksjonærer på høyeste nivå omfatter funksjonæryrker i den høyeste utdanningsgruppe. De presise definisjonene av sosioøkonomisk status er gitt i NOS B320, Levekårsundersøkelsen 1980.

Estimeringen av gruppeforventningene (v_i -ene) har gitt følgende resultater

Tabell 29. Gjennomsnittslønn for 10 grupper bestemt av kjønn og sosioøkonomisk status. Timelønn (kr.)

Sosioøkonomisk status	Ufaglærte arbeidere		Faglærte arbeidere		Funksjonærer lavere nivå		Funksjonærer mellom nivå		Funksjonærer høyere nivå	
	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner
Kjønn										
i (gruppenr.)	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
\hat{v}_i	36.20	27.60	36.80	30.40	33.70	27.60	43.60	34.60	49.90	41.20
Tallet på observasjoner	394	143	213	13	58	328	340	311	129	38

Det mest iøynefallende resultatet fra tabell 29 er at gruppegjennomsnittene for kvinnene er mindre og til dels betydelig mindre enn de tilsvarende gruppegjennomsnittene for mennene. Forskjellen i gjennomsnittslønn er størst mellom mannlige og kvinnelige ufaglærte arbeidere. For denne yrkesgruppa har mennene en gjennomsnittlig timelønn som er 34 prosent høyere enn gjennomsnittslønna til kvinnene. Gjennomsnittslønna for alle lønsmottakere er på kr 36.10. Av tabell 29 ser vi at bare en av kvinnegruppene (funksjonærer på høyere nivå) har en gjennomsnittslønn som ligger over dette nivået, mens alle mannsgruppene bortsett fra én (funksjonærer på lavere nivå) har høyere gjennomsnittslønn enn totalgjennomsnittet.

I samfunnsvitenskaplige analyser av levekårsdata pleier man ofte begrense studier av ulikhet til estimering og sammenlikning av gjennomsnittene for grupper, slik som i tabell 29. Spørsmål om ulikheten innenfor hver av de aktuelle gruppene og spørsmål om hvilken innflytelse de enkelte gruppene har på ulikheten i fellesfordelingen blir dermed ikke besvart. Vi skal nedenfor drøfte slike spørsmål. Først gir vi estimater med tilhørende varianser og konfidensintervall for ulikheten i hver av de 10 gruppefordelingene målt ved A-målet.

Tabell 30. A-ulikhet i fordelinger av lønn for 10 grupper som er bestemt av kjønn og sosioøkonomisk status

i (gruppenr.)	\hat{A}_i	95 % konfidens- intervall for A_i	var \hat{A}_i	Tallet på observasjoner
1	.2203	.1949-.2457	.000161	394
2	.1769	.1397-.2141	.000346	143
3	.1990	.1624-.2356	.000334	213
4	.2147	.1025-.3269	.003146	13
5	.2917	.1220-.4614	.007197	58
6	.2721	.2367-.3075	.000314	328
7	.2536	.2280-.2792	.000164	340
8	.2209	.2016-.2402	.000093	311
9	.2231	.1870-.2592	.000325	129
10	.2367	.1430-.3304	.002197	38

Tabell 30 viser at bredden på enkelte av konfidensintervalla er forholdsvis stor. Dette skyldes at vi for disse gruppene har få observasjoner. Rangeringen av estimatene gir likevel en indikasjon på hvorledes den interne ulikheten varierer mellom de 10 gruppene,

$$\hat{A}_2 < \hat{A}_3 < \hat{A}_4 < \hat{A}_1 < \hat{A}_8 < \hat{A}_9 < \hat{A}_{10} < \hat{A}_7 < \hat{A}_6 < \hat{A}_5.$$

Vi vil likevel understreke at forskjellene er relativt små. Som det framgår av tabell 29 vil indekser som er oddetall representere mannlige yrkesgrupper og partall kvinnelige yrkesgrupper. Vi har altså en indikasjon på minst ulikhet i lønnsfordelingen for kvinner som er ufaglærte arbeidere og i lønnsfordelingen for menn som er faglærte arbeidere, mens størst ulikhet forekommer i lønnsfordelingene til mannlige og kvinnelige funksjonærer på lavere nivå.

Fra tabell 30 ser vi at konfidensintervallet for gruppe 2 har ingen felles punkter med konfidensintervalla for gruppe 6 og gruppe 7. Vi kan derfor påstå at ulikheten i lønnsfordelingen for ufaglærte kvinnelige arbeidere er

mindre enn ulikheten i lønnsfordelingene for kvinnelige funksjonærer på lavere nivå og mannlige funksjonærer på mellomnivå. Videre ser vi at konfidensintervallet for gruppe 3 har ingen felles punkter med konfidensintervallet for gruppe 6, dvs. ulikheten i lønnsfordelingen for mannlige faglærte arbeidere er mindre enn ulikheten i lønnsfordelingen for kvinnelige funksjonærer på lavere nivå.

Av kommentarene til resultatene i tabell 30 skulle det gå fram at tallmaterialet er for spinkelt til oppsplitting av lønsmottakerne i 10 grupper. De aktuelle estimatene for flere av gruppene blir av svært dårlig kvalitet. Resultatet av den aktuelle dekomponeringen er beheftet med tilsvarende usikkerheter og blir derfor stort sett verdiløs.

Istedenfor å operere med 10 grupper skal vi i fortsettelsen derfor benytte 6 grupper bestemt av kjønn og sosioøkonomisk status, dvs. vi slår sammen ufaglærte og faglærte arbeidere til en gruppe og funksjonærer på mellom og høyere nivå til en gruppe. På denne måten vil vi oppnå tilfredsstillende resultat for dekomponeringen, som nå har fått et mindre ambisiøst siktemål enn i utgangspunktet.

Vi skal først gi estimater for forventningene (gjennomsnittslønn) til de 6 gruppene.

Tabell 31. Gjennomsnittslønn for 6 grupper bestemt av kjønn og sosioøkonomisk status. Timelønn (kr.)

Sosioøkonomisk status	Arbeidere		Funksjonærer, lavere nivå		Funksjonærer, mellom og høyere nivå	
	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner
Kjønn						
i (gruppenr.)	1	2	3	4	5	6
\hat{v}_i	36.40	27.80	33.70	27.60	45.40	35.30
Tallet på observasjoner	607	156	58	328	469	349

Vi legger merke til at gjennomsnittslønnene for kvinnegruppene er mindre enn gjennomsnittslønnen (36.10) for alle lønsmottakere. For mennene har funksjonærene på mellom og høyere nivå en gjennomsnittslønn som ligger betydelig over gjennomsnittet for alle lønsmottakere, mens gjennomsnittslønnen for mannlige funksjonærer på lavere nivå er noe mindre enn gjennomsnittet for alle og gjennomsnittet for arbeidere er omtrent lik gjennomsnittet for alle.

Som vi tidligere har påpekt gir gjennomsnittene begrenset informasjon om ulikhet i og mellom fordelinger. Ved å benytte dekomponeringsmetodene gitt i appendiks (b), vil vi oppnå mer detaljert og presis informasjon om ulikhet. Vi skal først gi estimat med tilhørende varianser og konfidensintervall for ulikheten i hver av de 6 gruppefordelingene målt ved h.h.v. A-målet og G-målet.

Tabell 32. A-ulikhet i fordelinger av lønn for 6 grupper som er bestemt av kjønn og sosioøkonomisk status

i (gruppenr.)	\hat{A}_i	95% konfidensintervall for A_i	var \hat{A}_i	Tallet på observasjoner
1	.2144	.1939-.2349	.000105	607
2	.1838	.1489-.2187	.000305	156
3	.2917	.1220-.4614	.007194	58
4	.2721	.2367-.3075	.000314	328
5	.2513	.2298-.2728	.000116	469
6	.2305	.2097-.2519	.000114	349

Sjølomestimatene i tabell 32 viser mindre A-ulikhet i fordelingene til kvinnegruppene enn i fordelingene til de tilsvarende mannsgruppene, så kan vi på grunn av konfidensintervallresultatene ikke påstå at dette virkelig er tilfelle; de observerte forskjellene kan skyldes tilfeldigheter. På den andre siden kan vi påstå at A-ulikheten i lønnsfordelingene for h.h.v. kvinnelige og

og mannlige arbeidere er mindre enn A-ulikheten i lønnsfordelingen til kvinnelige funksjonærer på lavere nivå og at A-ulikheten i lønnsfordelingen til kvinnelige arbeidere også er mindre enn A-ulikheten i lønnsfordelingen til mannlige funksjonærer på mellom og høyere nivå. Ved å sammenlikne med tabell 28, finner vi at det er omtrent samme A-ulikhet i tre av gruppefordelingene som i fellesfordelingen, mens de tre andre gruppene har mindre A-ulikhet.

Tabell 32 viser at estimatet for gruppe 3 (mannlige funksjonærer på lavere nivå) er av dårlig kvalitet. De resterende estimatene har tilfredsstillende kvalitet.

Tabell 33. G-ulikhet i fordelinger av lønn for 6 grupper som er bestemt av kjønn og sosioøkonomisk status

i (gruppenr.)	\hat{G}_i	95% konfidensintervall for G_i	var \hat{G}_i	Tallet på observasjoner
1	.1355	.1237-.1473	.000035	607
2	.1135	.0948-.1322	.000087	156
3	.2082	.0282-.3882	.008104	58
4	.1606	.1377-.1835	.000131	328
5	.1648	.1505-.1791	.000051	469
6	.1509	.1359-.1659	.000056	349

Når ulikheten blir målt ved G, blir det lagt størst vekt på aspekt ved ulikheten i den sentrale delen av fordelingen, mens A legger størst vekt på ulikheten i den nedre delen av fordelingen. Konfidensintervallene i tabell 33 gir oss grunn til å påstå mindre G-ulikhet for gruppe 2 (kvinnelige arbeidere) enn for gruppe 4 (kvinnelige funksjonærer, lavere nivå), gruppe 6 (kvinnelige funksjonærer, mellom og høyere nivå) og for gruppe 5 (mannlige funksjonærer, mellom og høyere nivå). Videre kan vi påstå at det er mindre G-ulikhet

i lønnsfordelingen til gruppe 1 (mannlige arbeidere) enn i lønnsfordelingen til gruppe 5.

Både tabell 31 og tabell 32 viser at forskjellene i ulikhet i gruppefordelingene likevel er relativt små.

Estimeringen av komponentene i dekomponeringene for h.h.v. A og G (tabell 28) har gitt følgende resultater

Tabell 34. Dekomponering av A-ulikhet i lønnsfordelingen for lønsmottakere etter 6 grupper bestemt av kjønn og sosioøkonomisk status

i (gruppenr.)	$\hat{v}_i(A)/\hat{A}$	\hat{p}_i	\hat{q}_i	\hat{a}_i/\hat{A}_i	\hat{A}_i	\hat{a}_i
1	.3978	.3086	1.0078	1.6306	.2144	.3496
2	-.1084	.0793	.7692	-2.6425	.1838	-.4857
3	.0022	.0300	.9160	.0740	.2917	.0216
4	-.1987	.1668	.7647	-1.5652	.2721	-.4259
5	.7485	.2384	1.2556	2.7191	.2513	.6833
6	.1587	.1774	.9785	1.0837	.2305	.2498

Tabell 35. Dekomponering av G-ulikhet i lønnsfordelingen for lønsmottakere etter 6 grupper bestemt av kjønn og sosioøkonomisk status

i (gruppenr.)	$\hat{v}_i(G)/\hat{G}$	\hat{p}_i	\hat{q}_i	\hat{g}_i/\hat{G}_i	\hat{G}_i	\hat{g}_i
1	.3147	.3086	1.0078	1.3483	.1355	.1827
2	-.1397	.0793	.7692	-3.6432	.1135	-.4135
3	-.0027	.0300	.9160	-.0860	.2082	-.0179
4	-.2415	.1668	.7647	-2.1283	.1606	-.3418
5	.9395	.2384	1.2556	3.4375	.1648	.5665
6	.1297	.1774	.9785	.8940	.1509	.1349

Dekomponeringene av A-ulikheten og G-ulikheten i lønnsfordelingen for lønsmottakere gir i grove trekk samme resultater. Første kolonne i tabell 34 og i tabell 35 viser gruppenes relative ulikhetsbidrag når ulikheten blir målt ved h.h.v. A og G. Gruppe 2 (kvinnelige arbeidere) og gruppe 4 (kvinnelige funksjonærer på lavere nivå) har en reduserende effekt på ulikheten i den felles lønnsfordelingen, gruppe 3 (mannlige funksjonærer på lavere nivå) har en tilnærmet nøytral effekt, mens gruppe 1 (mannlige arbeidere), gruppe 5 (mannlige funksjonærer på mellom og høyere nivå) og gruppe 6 (kvinnelige funksjonærer på mellom og høyere nivå) har en ulikhetsskapende effekt.

Som vi har påpekt ovenfor er ulikheten innenfor hver av gruppene (A_i -ene og G_i -ene) på omtrent samme nivå, mens komponentene p_i , q_i , a_i og g_i varierer til dels betydelig mellom gruppene. Det er størrelsen på disse komponentene og da først og fremst konsentrasjonskomponentene (a_i eller g_i), som viser hvilken innflytelse de forskjellige gruppene har på ulikheten til lønnsfordelingen til lønsmottakerne. p_i -ene viser gruppenes andeler av populasjonen og q_i viser forholdet mellom gruppegjennomsnittene og populasjonsgjennomsnittet for lønn. Størrelsen på konsentrasjonskomponenten (a_i -ene og g_i -ene) sier oss noe om hvorhen og hvor mye gruppenes lønninger er konsentrert i fellesfordelingen.

Ulikhet oppstår fordi noen har høyere lønninger enn andre. Når personene i en gruppe har lønninger som hovedsakelig er konsentrert i den nedre delen av fellesfordelingen for gruppene, så vil denne gruppen få en reduserende effekt på ulikheten i denne fordelingen. Hvis lønningene hadde vært konsentrert i den øverste del av fellesfordelingen, så ville gruppen hatt en ulikhetsskapende effekt på ulikheten. Siden ulikheten innenfor hver av gruppene (A_i -ene og G_i -ene) stort sett ligger på samme nivå, viser størrelsen på de estimerte konsentrasjonskomponentene at lønnene til mannlige funksjonærer på mellom og høyere nivå hovedsakelig vil ligge i den øverste delen av lønnsfordelingen, mens mannlige arbeidere og kvinnelige funksjonærer på mellom og høyere nivå er konsentrert i overgangen mellom den sentrale og den øverste

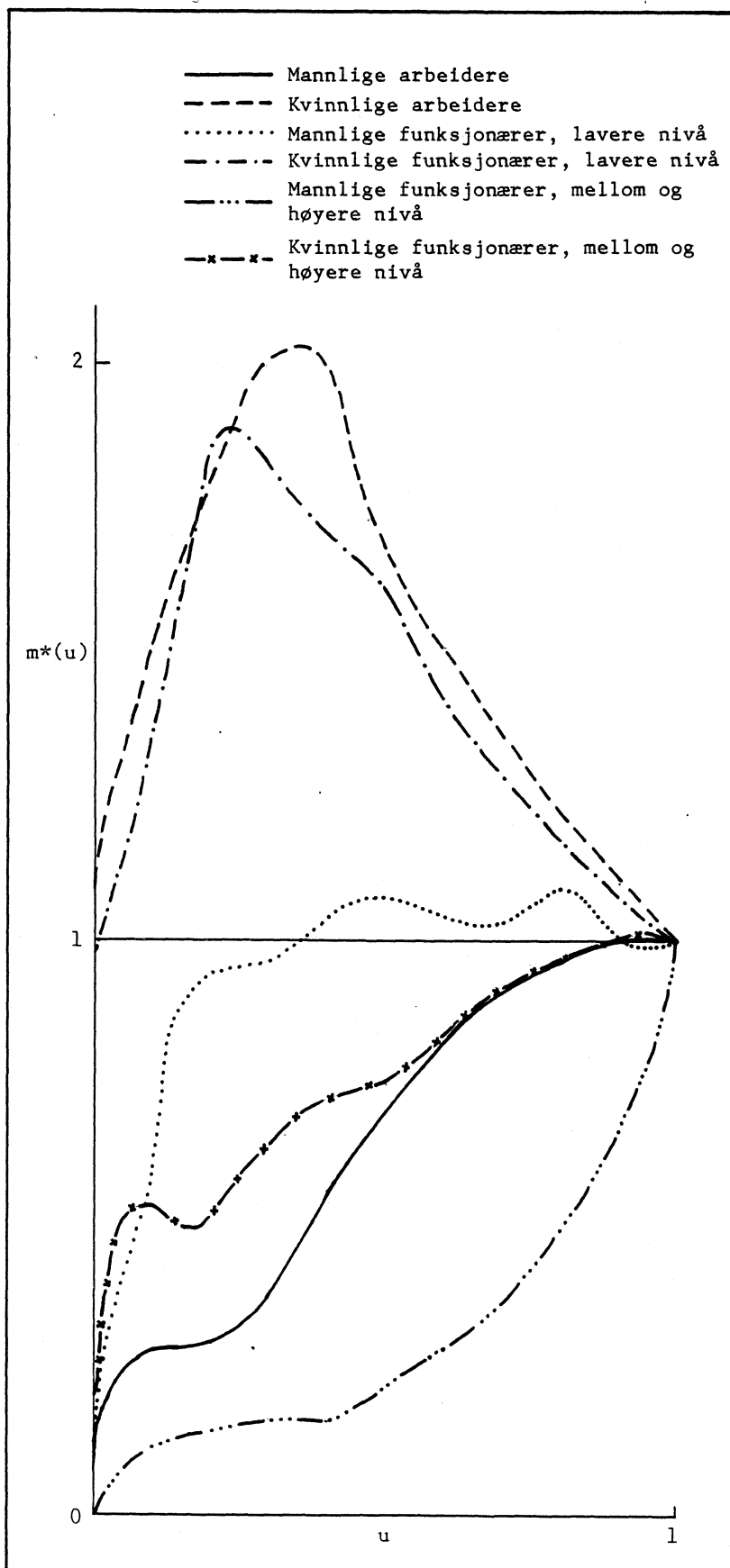
delen av lønnsfordelingen. Kvinnelige arbeidere og kvinnelige funksjonærer på lavere nivå vil derimot være representert med hovedtyngden av de minste lønningene. Dette er forklaringen på at disse to gruppene har en reduserende effekt på ulikheten i lønnsfordelingen for lønsmottakere. Vi skal studere disse forholdene mer detaljert nedenfor ved å presentere plott for de tilhørende konsentrasjonskurvene.

Uttrykkene for dekomponeringsmetodene viser at effekten fra konsentrasjonskomponentene (a eller g) blir forsterket eller dempet alt etter hvilke verdier gruppene har på komponentene p og q. Vi ser at både gruppe 5 og gruppe 1 får forsterket effekten fra de respektive konsentrasjonskomponentene siden begge gruppene er relativt store og lønsgjennomsnittene for disse gruppene er over totalgjennomsnittet. Vi ser at gruppe 2 har de minste konsentrasjonskomponentene, men at gruppe 4 likevel har en sterkere reduserende effekt på ulikheten i fellesfordelingen. Forklaringen på dette er at gruppe 2 bare er omtrent halvparten så stor som gruppe 4.

Hvis vi ønsker å gi det samlede bidraget fra mennene på den totale ulikheten, finner vi dette ved å summere tallene med oddetall som gruppenummer i den første kolonna i h.h.v. tabell 34 og tabell 35. Tilsvarende kan vi finne det samlede bidraget fra arbeidere ved å summere tallene med gruppenummer 1 og 2, for funksjonærer på lavere nivå ved å summere tallene med gruppenummer 3 og 4, osv.

I figur 13 gir vi plottet av konsentrasjonskurvene m^* . Konsentrasjonskomponentene a blir bestemt av arealene mellom disse kurvene og den horisontale linja 1.

Figur 13. Konsentrasjonskurver (m^*) for 6 grupper bestemt av kjønn og sosioøkonomisk status. Lønn



Fra figur 13 ser vi at konsentrasjonskurvene for kvinnelige arbeidere og kvinnelige funksjonærer på lavere nivå begge ligger over den horisontale linja 1. Dette viser at disse to gruppene har en utjavnende effekt på alle deler av lønnsfordelingen for lønsmottakere. Gruppene kvinnelige og mannlige funksjonærer på mellom og høyere nivå og mannlige arbeidere har derimot konsentrasjonskurver som i helhet ligger under linja 1. Disse gruppene har derfor en ulikskapende effekt på alle deler av fellesfordelingen. Det er likevel vesentlige forskjeller mellom kurvene for disse 3 gruppene. For det første ser vi at konsentrasjonskurven for mannlige funksjonærer på mellom og høyere nivå ligger betydelig lavere enn de andre kurvene. Dette understreker at denne gruppa bidrar med den betydeligste delen av ulikheten i fellesfordelingen. Hovedgrunnen er at størstedelen av gruppa er konsentrert i den øverste delen av fellesfordelingen. Videre ser vi at konsentrasjonskurven for kvinnelige funksjonærer på mellom og høyere nivå ligger helt og holdent over konsentrasjonskurven for mannlige arbeidere. Dette betyr at mannlige arbeidere har en større ulikskapende effekt enn kvinnelige funksjonærer (mellom og høyere nivå) på alle deler av fellesfordelingen. Vi ser likevel at forskjellen er størst for den nedre delen av fellesfordelingen, mens kurvene nærmest faller sammen for den øverste delen av fellesfordelingen. Denne kvinnegruppa har altså en betydelig mindre ulikskapende effekt enn mannlige arbeidere på den nedre delen av fellesfordelingen, mens de to gruppene har tilnærmet samme effekt på ulikheten i den sentrale og øvre delen av fellesfordelingen.

Vi har tidligere funnet at gruppa mannlige funksjonærer på lavere nivå totalt sett har en nøytral effekt på ulikheten i fellesfordelingen. Konsentrasjonskurven for denne gruppa (se fig.13) viser likevel at funksjonærer på lavere nivå har en ulikskapende effekt på den aller nederste delen av fellesfordelingen men samtidig en viss utjavnende effekt på den sentrale og øvre

delen av fellesfordelingen. Til sammen fører dette altså til at denne gruppa får en nøytral effekt på ulikheten i fellesfordelingen.

Vi har ovenfor studert reelle tilstander for lønnsfordelingen for lønnsinntakere. Med utgangspunkt i de etablerte resultatene, skal vi nå undersøke hva slags effekt endringer i gruppestørrelsene vil kunne få på ulikheten i fellesfordelingen. Vi tenker oss at kvinnene og mennene vil utgjøre like store yrkesgrupper, dvs. $p_1=p_2=.19$, $p_3=p_4=.10$ og $p_5=p_6=.21$, og forutsetter at gruppenes gjennomsnittsinntekter og konsentrasjonskomponenter vil være de samme som i dag. A-ulikheten i lønnsfordelingen for lønnsinntakere vil da bli redusert med 28 prosent (.1969 mot i dag .2733), mens G-ulikheten vil bli redusert med 33 prosent (.1213 mot i dag .1805).

Tabellene 32 og 33 informerer som tidligere nevnt om graden av ulikhet innenfor hver av de 6 gruppefordelingene. Resultatene viser at det er relativt små forskjeller i intern ulikhet mellom de 6 gruppene. Videre gir gruppegjennomsnittene informasjon om ulikhet mellom gruppene. Gruppegjennomsnittet (gruppeforventningen) tar derimot ikke hensyn til graden av intern ulikhet i gruppefordelingen. For å rangere gruppene etter graden av ulikhet mellom gruppene, trenger vi ulikhetsmål som også tar hensyn til den interne ulikheten i hver av gruppene. Ved å ta bort effekten av gruppenes størrelse (p_i) fra ulikhetsbidragene $v_i(A)$ og $v_i(G)$, får vi ulikhetsmål med de ønskede egenskaper.

La

$$(4.1) \quad S_i = q_i a_i, \quad i = 1, 2, \dots, 6$$

og

$$(4.2) \quad R_i = q_i g_i, \quad i = 1, 2, \dots, 6$$

Tabell 36. Ulikhet i timelønn mellom 6 grupper bestemt av kjønn og sosio-
økonomisk status

i (gruppenr.)	1	2	3	4	5	6
\hat{S}_i	.3523	-.3736	.0198	-.3257	.8580	.2444
\hat{R}_i	.1841	-.3181	-.0164	-.2614	.7113	.1320

Tabell 36 gir opphav til følgende rangering av gruppene

$$S_2 < S_4 < S_3 < S_6 < S_1 < S_5.$$

Hvis vi benytter R som ulikhetsmål får vi samme rangering av gruppene.

Denne rangeringen informerer om hvorledes gruppene kommer ut i forhold til hverandre når vi legger en samlet vurdering av ulikhet til grunn for sammenlikningen. Vi får altså studert hvilke konsekvenser for ulikhet som oppstår når lønn blir fordelt i to trinn; først på aggregert nivå mellom de 6 gruppene (gjennomsnittslønn for gruppene) og deretter mellom individene innenfor hver av de 6 gruppene. Til høyere verdi på S eller R en gruppe har, til gunstige kommer den ut i forhold til de andre gruppene. Hvis en gruppe får tildelt en relativt mye større del enn de andre gruppene på første trinn, så kan dette forspranget gå tapt på annet trinn hvis den samlede lønnen for gruppa blir svært ulikt fordelt på individene i gruppa.

Resultatene i tabell 36 viser at kvinnelige arbeidere og kvinnelige funksjonærer på lavere nivå kommer dårligst ut, mens mannlige funksjonærer på høyere og mellom nivå og mannlige arbeidere kommer best ut.

Resultatene viser at forskjell i kjønn skaper større ulikhet enn forskjell i sosioøkonomisk status.

5. Ulikhet i fordelingen av utdanning for lønsmottakere. Dekomponering av ulikhet etter kjønn og sosioøkonomisk status

Vi skal først studere ulikheten i fordelingen av utdanning for lønsmottakere og deretter dekomponere den registrerte ulikheten etter grupper som er bestemt av kjønn og sosioøkonomisk status. Utdanning blir målt ved gitte lengder i år for de forskjellige utdanningskategoriene. En person med bare folkeskole har derfor 7 års utdanning, en person med folke- og ungdomsskole har 9 års utdanning, en person som også har full videregående skole har 12 års utdanning, osv. Datagrunnlaget er de 1967 lønsmottakerne i utvalget til Levekårsundersøkelsen 1980 som har sosioøkonomisk status som arbeider eller funksjonær.

For å måle ulikhet i fordelingen av utdanning skal vi, som for fordelingen av lønn, benytte Lorenz-kurven og M-kurven og de tilhørende summariske målene for ulikhet, Gini-koeffisienten og A-koeffisienten.

I tabell 37 gir vi 9 estimerte funksjonsverdier med tilhørende varianser og punktvis konfidensintervall for h.h.v. M-kurven og Lorenz-kurven (L-kurven) til lønsmottakernes fordeling av utdanning. Plottet av kurvene er framstilt i figur 14 og figur 15. I figur 14 har vi også tegnet inn de punktvis konfidensintervallene.

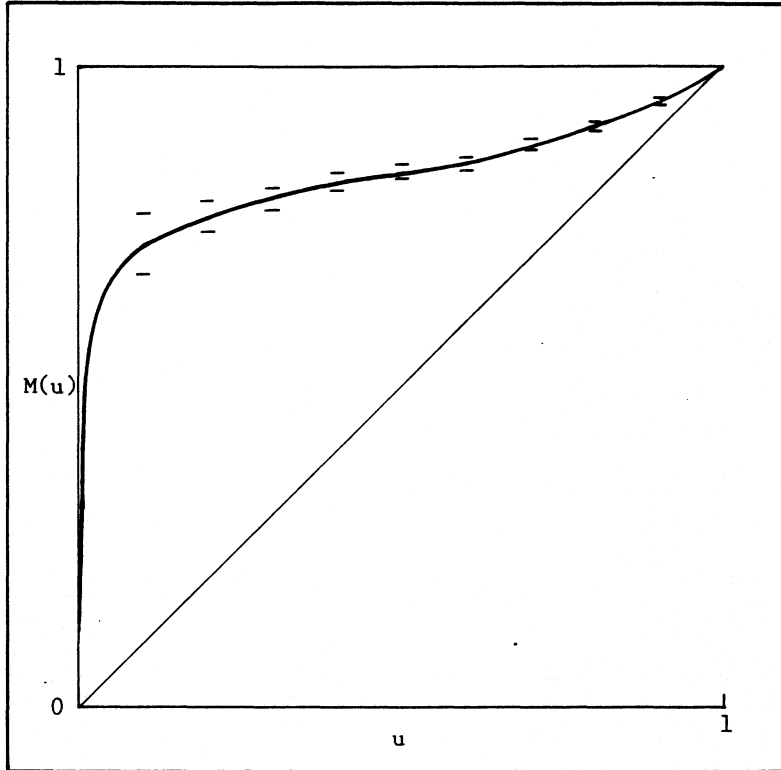
Tabell 37. Estimerte funksjonsverdier med tilhørende varianser og 95 %-konfidensintervall for M-kurven og L-kurven til fordelingen av utdanning for lønsmottakere

u	.10	.20	.30	.40	.50	.60	.70	.80	.90
$\hat{M}(u)$.724	.767	.793	.820	.836	.847	.878	.906	.945
95 % konf. intervall	.675-.773	.743-.791	.776-.810	.807-.833	.825-.847	.837-.857	.871-.885	.901-.911	.941-.949
var $\hat{M}(u)$.000612	.000140	.000069	.000039	.000028	.000024	.000012	.000006	.000004
$\hat{L}(u)$.072	.153	.238	.328	.418	.508	.614	.725	.851
95 % konf. intervall	.067-.077	.148-.158	.233-.243	.323-.333	.413-.423	.502-.514	.609-.619	.721-.729	.847-.855
var $\hat{L}(u)$.000006	.000006	.000006	.000006	.000007	.000009	.000006	.000004	.000004

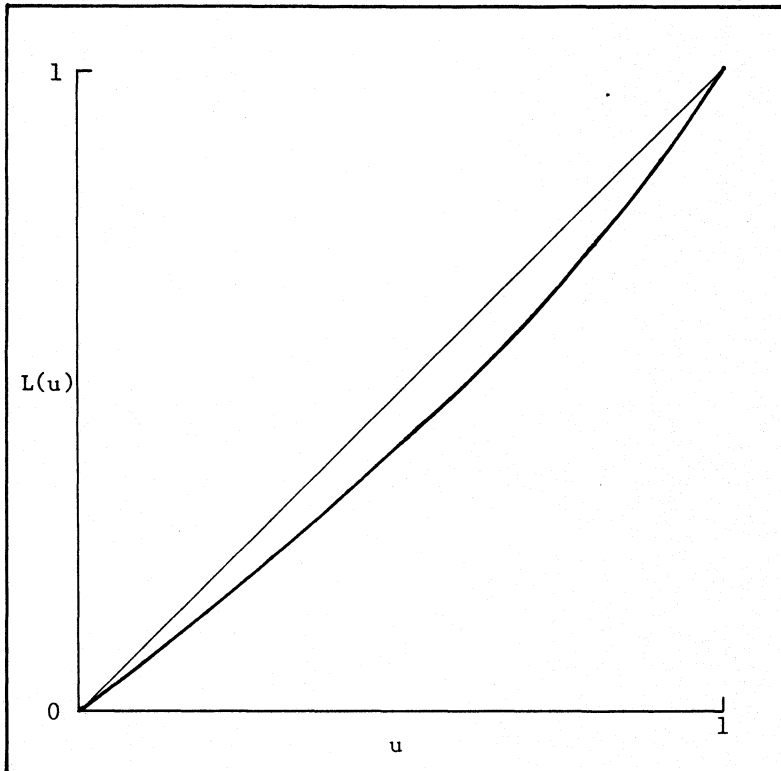
Tallene for M-kurven viser blant annet at den nederste 10-prosenten (de med kortest utdanning) i gjennomsnitt har i underkant av $3/4$ så lang utdanning som gjennomsnittet for alle lønsmottakere (11,1 år).

På samme måte som for tabell 27, kan vi gi tall som er avledet fra tabell 37. De avledede tallene viser at den øverste 10-prosenten (de med lengst utdanning) i gjennomsnitt har 1,5 ganger så lang utdanning som gjennomsnittet for alle lønsmottakere og dobbel så lang utdanning som gjennomsnittet for den nederste 10-prosenten.

Figur 14. M-kurve for lønsmottakere. Utdanning



Figur 15. Lorenz-kurve for lønsmottakere. Utdanning



Ved å sammenlikne figur 14 med figur 11, ser vi at M-kurven for utdanning i helhet ligger over M-kurven for lønn. Dette betyr at det er mindre ulikhet i fordelingen av utdanning enn i fordelingen av lønn for lønnsmottakere. En sammenlikning mellom de tilsvarende Lorenz-kurvene (figur 15 og figur 12) gir samme resultat.

De punktvisse konfidensintervallene gitt i tabell 37, viser at estimatene er av tilfredsstillende kvalitet.

Som vi har påpekt tidligere, gir M-kurven og Lorenz-kurven opphav til summariske ulikhetsmål med forskjellige egenskaper; A-koeffisienten som legger størst vekt på tilstandene i den nedre delen av fordelingen og Gini-koeffisienten (G) som legger størst vekt på forholdene i den sentrale delen av fordelingen. I tabell 38 gir vi estimat med tilhørende varians og konfidensintervall for h.h.v. A og G.

Tabell 38. A-ulikhet og G-ulikhet i fordelingen av utdanning for lønns-
mottakere

Ulikhetsmål	Estimat	95 % konfidens- intervall	Estimert varians
A	.1812	.1608-.2016	.000104
G	.1204	.1129-.1279	.000014

Ved å sammenlikne tabell 38 med tabell 28, ser vi at ulikheten i fordelingen av lønn er betydelig større enn ulikheten i fordelingen av utdanning. Hvis arbeidsmarkedet hadde fungert slik at fordelingen av utdanning hadde blitt lagt til grunn for fastsettelsen av lønn, dvs. forholdet mellom to personers utdanningslengde og forholdet mellom deres lønn skulle være like store, så ville A-ulikheten i fordelingen av lønn ha blitt redusert med 34 prosent og G-ulikheten med 33 prosent.

Nedenfor skal vi studere hvilken innflytelse kjønn og sosioøkonomisk status har på ulikheten i fordelingen av utdanning. Vi vil gjøre dette ved å dekomponere ulikheten i fordelingen av utdanning (målt ved h.h.v. A og G)

etter de 6 gruppene som ble introdusert i kapittel 4. Dekomponeringsmetodene er beskrevet i Appendiks (del b).

Estimeringen av gruppeforventningene (v_i -ene) har gitt følgende resultater

Tabell 39. Gjennomsnittlig utdanningslengde i år for 6 grupper bestemt av kjønn og sosioøkonomisk status

Sosioøkonomisk status	Arbeidere		Funksjonærer, lavere nivå		Funksjonærer, mellom og høyere nivå	
	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner
Kjønn						
i (gruppenr.)	1	2	3	4	5	6
\hat{v}_i	10.2	9.5	10.4	9.9	13.1	12.0
Tallet på observasjoner	607	156	58	328	469	349

Tabellen viser at kvinner i gjennomsnitt har kortere utdanning enn menn med tilsvarende sosioøkonomisk status. Både kvinnelige og mannlige funksjonærer på mellom og høyere nivå har i gjennomsnitt lengre utdanning enn gjennomsnittet for alle lønsmottakere (11,1 år). Gjennomsnittene for de andre fire gruppene er alle mindre enn totalgjennomsnittet.

For å oppnå mer presis og detaljert informasjon om ulikhet enn det gjennomsnittene kan gi, skal vi først studere ulikheten innenfor hver av de 6 gruppefordelingene.

Tabell 40. A-ulikhet i fordelinger av utdanning for 6 grupper som er bestemt av kjønn og sosioøkonomisk status

i (gruppenr.)	\hat{A}_i	95 % konfidensintervall for A_i	var \hat{A}_i	Tallet på observasjoner
1	.1265	.0907-.1623	.000321	607
2	.0693	.0036-.1350	.001079	156
3	.1481	.0246-.2716	.003816	58
4	.1185	.0641-.1729	.000741	328
5	.2225	.1835-.2615	.000381	469
6	.1817	.1402-.2232	.000431	349

Resultatene i tabell 40 viser at A-ulikheten i fordelingen av utdanning for h.h.v. gruppe 5 og gruppe 6, mannlige og kvinnelige funksjonærer på mellom og høyere nivå, er større enn A-ulikheten i fordelingen av utdanning for gruppe 2, kvinnelige arbeidere. Størrelsen på estimatene indikerer dessuten større ulikhet i fordelingene for mennene enn i de tilsvarende fordelingene for kvinnene.

Ved å sammenlikne med resultatene i tabell 32, finner vi at A-ulikheten i fordelingen av lønn er større enn A-ulikheten i fordelingen av utdanning både for gruppe 1, gruppe 2 og gruppe 4. For hver av de andre 3 gruppene er ulikheten i de to fordelingene på omtrent samme nivå. Estimatene for disse gruppene viser riktignok samme tendens som for gruppe 1, gruppe 2 og gruppe 4, men størrelsen på konfidensintervallene forhindrer oss i å dra en slik slutning.

Tabell 41. G-ulikhet i fordelinger av utdanning for 6 grupper bestemt av kjønn og sosioøkonomisk status

i (gruppenr.)	\hat{G}_i	95 % konfidens- intervall for G_i	var \hat{G}_i	Tallet på observa- sjoner
1	.0794	.0681-.0907	.000032	607
2	.0386	.0188-.0584	.000098	156
3	.0827	.0332-.1322	.000612	58
4	.0653	.0457-.0849	.000096	328
5	.1364	.1212-.1516	.000058	469
6	.1149	.1006-.1292	.000051	349

Hvis vi rangerer gruppene etter graden av G-ulikhet, får vi samme resultat som for gruppenes rangering etter A-ulikhet. En bør likevel merke seg at det er flere signifikante forskjeller i tabell 41 enn i tabell 40.

Både tabell 40 og tabell 41 viser at det er betydelige forskjeller i ulikhet i gruppefordelingene av utdanning, mens vi tidligere har vist at ulikheten innenfor hver av lønnsfordelingene er på omtrent samme nivå og at dette nivået ligger betydelig over nivåene for ulikheten i fordelingene av utdanning.

Vi skal nå se på hva slags betydning de interne ulikhetene for gruppene vil få for den enkelte gruppens bidrag til ulikheten i fordelingen av utdanning for lønnsmottakere. For å gjøre dette har vi estimert komponentene i dekomponeringene for h.h.v. A-ulikheten og G-ulikheten i fordelingen av utdanning for lønnsmottakere.

Tabell 42. Dekomponering av A-ulikhet i utdanningsfordelingen for lønns-
mottakere etter 6 grupper bestemt av kjønn og sosioøkonomisk
status

i (gruppenr.)	$\hat{v}_i(A)/A$	\hat{p}_i	\hat{q}_i	\hat{a}_i/\hat{A}_i	\hat{A}_i	\hat{a}_i
1	-.2104	.3086	.9184	-1.0632	.1265	-.1345
2	-.1966	.0793	.8505	-7.6219	.0693	-.5282
3	.0164	.0300	.9374	.7259	.1481	.1075
4	-.1029	.1668	.8949	-1.0549	.1185	-.1250
5	.9881	.2384	1.1723	2.8728	.2225	.6392
6	.5054	.1774	1.0830	2.6225	.1817	.4765

Den første kolonna i tabell 42 viser hvor mange prosent hver av gruppene bidrar (utjammende eller ulikskapende) til ulikheten i utdanningsfordelingen til lønsmottakere når denne er målt ved A-koeffisienten. Vi ser at mannlige og kvinnelige funksjonærer på mellom og høyere nivå har ulikskapene bidrag og at mennene bidrar sterkere enn kvinnene. Kvinnelige og mannlige arbeidere og kvinnelige funksjonærer på lavere nivå har derimot en reduserende effekt på ulikheten i utdanningsfordelingen, mens mannlige funksjonærer har en tilnærmet nøytral effekt.

Ved å studere delkomponentene for hver av gruppene, vil vi få en dypere innsikt i de etablerte resultatene. Størrelsen på konsentrasjonskomponentene og gruppenes A-ulikheter (tabell 42), viser at kvinnelige arbeidere er sterkt konsentrert i den aller nederste delen av utdanningsfordelingen, mens mannlige arbeidere og kvinnelige funksjonærer på lavere nivå er konsentrert i overgangen mellom den nedre og den sentrale delen av utdanningsfordelingen. Mannlige funksjonærer på lavere nivå er konsentrert i den sentrale delen og i overgangen mellom den sentrale og den øvre delen av utdan-

ningsfordelingen. De to gruppene som fungerer ulikskapende, mannlige og kvinnelige funksjonærer på mellom og høyere nivå er hovedsakelig representert i den øvre og den sentrale delen av utdanningsfordelingen. Som vi har påpekt ovenfor er det en noe større ulikhet innenfor hver av disse to gruppene enn innenfor hver av de resterende gruppene.

Vi har nå diskutert gruppens konsentrasjonskomponenter ved hjelp av oppsplittingen etter intern ulikhet (A_i) og plasseringseffekt (a_i/A_i). Konsentrasjonskomponentens betydning for en gruppes bidrag til ulikheten i utdanningsfordelingen, blir forsterket eller redusert alt etter gruppens relative størrelse (p) og gruppens relative gjennomsnittsinntekt (q). Vi ser f.eks. at kvinnelige arbeidere har en betydelig mindre konsentrasjonskomponent enn mannlige arbeidere, kvinnene har en større utjavnende effekt enn mennene, men at deres ulikhetsreduserende bidrag er omtrent like store. Forklaringen på dette er at gruppa mannlige arbeidere er betydelig større enn gruppa kvinnelige arbeidere; omtrent 4 ganger så stor.

La oss nå dekomponere ulikheten i utdanningsfordelingen, når denne blir målt ved Gini-koeffisienten.

Tabell 43. Dekomponering av G-ulikhet i utdanningsfordelingen for lønns-mottakere etter 6 grupper bestemt av kjønn og sosioøkonomisk status

i (gruppenr.)	$\hat{v}_i(G)/\hat{G}$	\hat{p}_i	\hat{q}_i	\hat{g}_i/\hat{G}_i	\hat{G}_i	\hat{g}_i
1	-.3131	.3086	.9184	-1.6751	.0794	-.1330
2	-.2306	.0793	.8505	-10.6658	.0386	-.4117
3	.0007	.0300	.9374	.0363	.0827	.0030
4	-.2273	.1668	.8949	-2.8086	.0653	-.1834
5	1.2123	.2384	1.1723	3.8211	.1364	.5212
6	.5580	.1774	1.0830	3.0435	.1149	.3497

Hovedtrekkene i tabell 43 er sammenfallende med resultatene i tabell 42. Vi ser likevel at størrelsen på de enkelte gruppenes bidrag til ulikheten i utdanningsfordelingen varierer etter hva slags mål for ulikhet som er benyttet. Blant annet har mannlige arbeidere et noe større ulikhetsreducerende bidrag enn kvinnelige arbeidere når ulikheten blir målt ved G, mens deres bidrag er jamnstore når ulikheten blir målt ved A. Forklaringen på dette er at G legger størst vekt på forholdene i den sentrale delen av utdanningsfordelingen, mens A legger størst vekt på forholdene i den nedre delen av fordelingen.

På samme måte som for lønn, kunne vi nå gitt plottet av konsentrasjonskurvene (m^*). I stedet velger vi å gi en kort beskrivelse av de aktuelle kurvene for utdanning. Resultatet viser at konsentrasjonskurvene for kvinnelige og mannlige arbeidere i helhet ligger over den horisontale linja 1; begge gruppene har en utjammende effekt på alle deler av utdanningsfordelingen. Konsentrasjonskurvene for mannlige og kvinnelige funksjonærer på mellom og høyere nivå ligger derimot under den horisontale linja 1; disse funksjonærgruppene har derfor en ulikskapende effekt på alle deler av utdanningsfordelingen til lønsmottakerne. Kvinnelige funksjonærer på lavere nivå har en nøytral effekt på den nederste delen av utdanningsfordelingen og en utjammende effekt på den sentrale og øvre delen av fordelingen. Mannlige funksjonærer har en ulikskapende effekt på den nedre delen, nøytral effekt på den sentrale delen og utjammende effekt på den øvre delen av utdanningsfordelingen.

På samme måte som for lønn, skal vi nå rangere gruppene etter graden av ulikhet mellom gruppene. For å gjøre dette skal vi benytte ulikhetsmålene S og R definert ved h.h.v.(4.1) og (4.2).

Tabell 44. Ulikhet i utdanning mellom 6 grupper bestemt av kjønn og sosioøkonomisk status

i (gruppenr.)	1	2	3	4	5	6
\hat{S}_i	-.1235	-.4492	.1008	-.1119	.7493	.5160
\hat{R}_i	-.1221	-.3502	.0028	-.1641	.6110	.3787

Tabell 44 gir opphav til følgende rangeringer av gruppene

$$S_2 < S_1 < S_4 < S_3 < S_6 < S_5$$

og

$$R_2 < R_4 < R_1 < R_3 < R_6 < R_5:$$

Vi ser at rangeringen etter R er den samme som etter S bortsett fra at gruppe 1 og gruppe 4 bytter plass.

Ved å sammenlikne med tabell 36 finner vi at kvinnelige arbeidere kommer dårligst ut både når det gjelder utdanning og lønn, mens mannlige funksjonærer på mellom og høyere nivå kommer best ut sammenliknet med de andre gruppene. Gruppen mannlige arbeidere har derimot en annen plass i rangeringen etter utdanning enn i rangeringen etter lønn. For 5 av gruppene er det sammenfallende resultat for utdanning og lønn, mens gruppa mannlige arbeidere bryter denne sammenhengen ved å inneha en betydelig gunstigere plassering i rangeringen etter lønn enn i rangeringen etter utdanning.

6. Ulikhet i fordelingen av botetthet

Botetthet er en variabel som for formålet ulikhetsanalyse har mange likhetstrekk med inntektsvariabler. Vi har som for inntekt forestillinger om at det i samfunnet som helhet er en bestemt (og begrenset) mengde ressurser som er til rådighet, h.h.v. kroner og beboelsesrom. Denne mengden fordeles mellom individene/husholdningene i landet og den ender som sluttprodukt opp

med en inntektsfordeling/fordeling etter botetthet. (Organiseringen av beboelsesrom i boliger i ulike geografiske områder gir kanskje noe mindre variasjonsområde for ulikhet i botetthet enn for ulikhet i inntekt).

I analyser av botetthet har en hittil brukt tre mål eller presentasjonsformer. Det er: gjennomsnittlig botetthet, andelen som bor trangt (eller romslig), fordeling etter antall personer pr. rom. Kvm leieareal pr. person blir av og til brukt som mål på botetthet, men er mindre vanlig i bruk. Det synes som om de problemstillinger som har vært viktigst har vært sammenlikning av den gjennomsnittlige standard når det gjelder romslighet mellom ulike grupper, og en har vært opptatt av de trangbodde som en problemgruppe. Det synes derimot å ha vært liten interesse for ulikhet i fordeling av husholdninger på boliger. En har ikke sett ulikhet i fordeling etter botetthet innen en gruppe som noe som er av interesse ut fra en velferdsbetraktning eller interessant ut fra andre synspunkter.

Vi skal først presentere en tabell som inneholder de vanlige mål som blir brukt i analyser av botetthet.

Tabell 45. Personer i ulike landsdeler etter personer pr. rom. Andel trangbodde. Gjennomsnittlig antall personer pr. rom. 1980. Prosent

	Alle	Oslo og Akershus	Østlandet ellers	Vestlandet	Møre og Trøndelag	Nord-Norge
Personer pr rom i alt	100	100	100	100	100	100
1.5 og over	2	3	2	2	2	2
1,1-1,4	11	10	8	13	11	19
1,0	23	24	24	22	22	22
0,7-0,9	18	17	19	19	17	16
0,4-0,6	32	32	35	31	31	28
Mindre enn 0,4	13	13	13	13	17	13
Andel trangbodde ¹⁾	13	13	10	15	14	20
Gjennomsnittlig antall rom pr. person	1.57	1.53	1.60	1.55	1.63	1.55

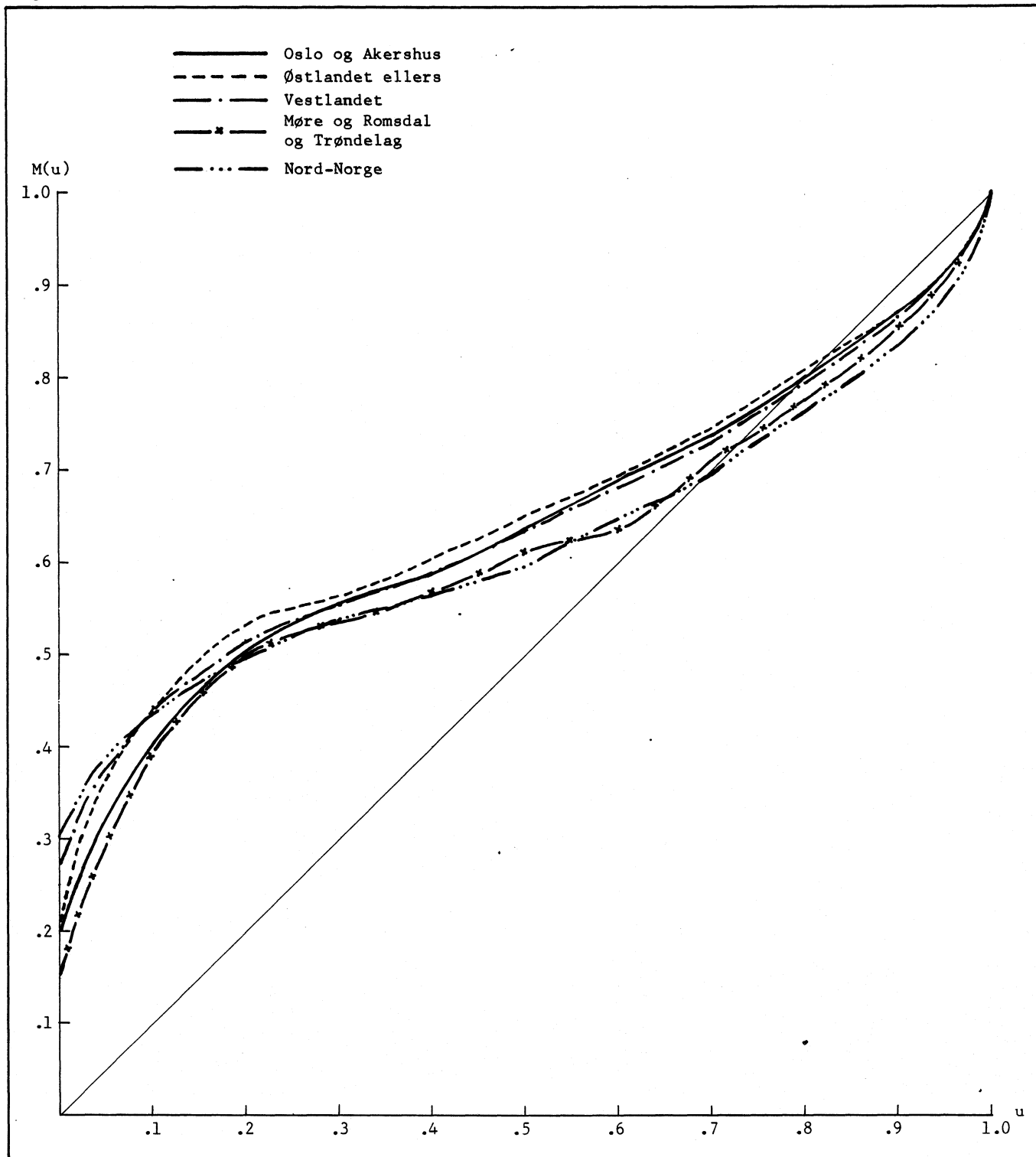
1) En person bor trangt dersom det i husholdningen er fler personer enn det er rom i boligen

Det er klart at en vurdering av fordelingen av personer pr. rom i de ulike landsdeler og evt. en rangering av landsdelene etter "botetthet" vil falle forskjellig ut alt etter om en tar utgangspunkt i andelen som er trangbodde eller i gjennomsnittlig antall personer pr. rom. Med utgangspunkt i gjennomsnittlig botetthet må en si at det er beskjedne forskjeller mellom landsdelene, variasjonsområdet er 1,53-1,63 personer pr. rom. Østlandet ellers og Møre og Trøndelag skiller seg ut med minst gjennomsnittlig botetthet. Vurdert på grunnlag av andelen som bor trangt synes det å være større forskjeller mellom landsdelene. Østlandet ellers har minst andel trangbodde, mens Nord-Norge skiller seg forholdsvis klart ut med størst andel trangbodde.

Vi skal nå gå over til å analysere ulikhet i fordelingen etter botetthet innen gruppene. For å slippe tolkningsproblemer er det nødvendig å gå over til å bruke variabelen rom pr. person.

Vi skal først og fremst gjøre bruk av M-kurven til å analysere ulikhet. Verdien av $M(u)$ vil være forholdet mellom gjennomsnittlig antall rom pr. person for den andel u som har færrest antall rom pr. person og gjennomsnittlig antall rom pr. person i hele gruppa. Figur 16 viser de estimerte M-kurver for fem landsdeler. Disse kurvene har grei tolkning, f.eks. viser de at den halvparten av befolkningen som har færrest rom pr. person har et gjennomsnittlig antall rom pr. person som er fra 60 prosent i Nord-Norge til 65 prosent i Østlandet ellers av gjennomsnittlig antall rom pr. person i landsdelen. Figur 16 viser at det ikke er betydelige forskjeller mellom fordelingene av botetthet i de fem landsdeler. To landsdeler, nemlig Møre og Trøndelag og Nord-Norge skiller seg imidlertid ut ved noe større ulikhet i fordelingene (kurvene for disse to landsdelene ligger stort sett under de øvrige kurvene). Dette framgår også av det oppsummerende ulikhetsmål (som måler arealet mellom kurven og linjen $y=1.0$). Dette målet \hat{A} har den minste verdi 0.360 for Østlandet ellers og den største verdi 0.394 for Nord-Norge.

Figur 16. M-kurver for fem landsdeler. Botetthet



Tabell 46. A-ulikhet og G-ulikhet i fordelingen av personer 16-79 år etter antall rom pr. person i husholdninger i ulike landsdeler. 1980

Ulikhetsmål	Alle	Oslo og Akershus	Østlandet ellers	Vestlandet	Møre og Trøndelag	Nord-Norge
\hat{A}	.373	.372	.360	.370	.392	.394
\hat{G}	.263	.258	.250	.261	.280	.288

De to målene gir samme rangering av landsdelene etter ulikhet i fordelingen av botetthetsvariabelen, med det ene unntak at Oslo og Akershus og Vestlandet bytter plass. Begge ulikhetsmål gir imidlertid omtrent de samme verdier for disse to landsdelene.

Hvordan skal vi så oppsummere eller presentere de oppnådde opplysninger om botetthet slik at det gir så mye innsikt som mulig? Dersom en presenterer frekvensfordelingen for botetthetsvariabelen (f.eks. antall rom pr. person) vil denne i prinsippet inneholde all informasjon. Problemet er imidlertid at det ikke alltid er så lett å tolke denne informasjonen, det kan ofte være vanskelig å bruke denne informasjonen til sammenlikninger av grupper. Vi vil foreslå tre mål som sammenfatter de egenskaper ved fordelingen etter botetthet som vi mener er av størst interesse. Dette er gjennomsnittlig botetthet, samlet ulikhet i fordelingen etter botetthet (eventuelt supplert med plottet av aktuelle ulikhetskurver) og andelen som bor trangt.

Tabell 47. Gjennomsnittlig botetthet for personer 16-79 år, ulikhet i fordelingene etter botetthet og andel personer som bor trangt i ulike landsdeler. 1980

	Alle	Oslo og Akershus	Østlandet ellers	Vestlandet	Møre og Trøndelag	Nord-Norge
Gjennomsnittlig antall rom pr person	1.57	1.53	1.60	1.55	1.63	1.55
\hat{A}	.373	.372	.360	.370	.392	.394
Andel personer med mindre enn ett rom pr person. Prosent	13	13	10	15	14	20
Tallet på personer	3885	787	1169	947	611	371

Botetthet og familiefase

På samme måte som vi har vist forskjeller i botetthet mellom geografiske områder skal vi belyse forskjeller i botetthet for personer i forskjellige familiefaser. Erfaringsmessig varierer botetthet ganske mye med familiefase.

Tabell 48. Gjennomsnittlig botetthet for personer 16-79 år, ulikhet i fordelingen etter botetthet og andel personer som bor trangt i ulike familiefasegrupper. 1980

	Alle	Gifte med barn og enslige forsørgere	<u>Enslige og gifte uten barn</u>	
			16-44 år	45-79 år
Gjennomsnittlig antall rom pr. person	1.57	1,15	1.50	2,11
Ulikhetsmål \hat{A}	0.373	0.281	0.344	0.356
Ulikhetsmål \hat{G}	0.263	0,178	0.233	0,241
Andel personer med under ett rom pr. person. Prosent	13	24	11	3
Tallet på personer	3885	1589	.902	1394

En må her være oppmerksom på at de ulike trekk ved fordelingene som tabellen gir tall for refererer seg til fordelinger av personer etter botetthet. Familiefase er et kjennemerke som er knyttet til person med grunnlag i personens alder, ekteskapelige status og om personen har barn.

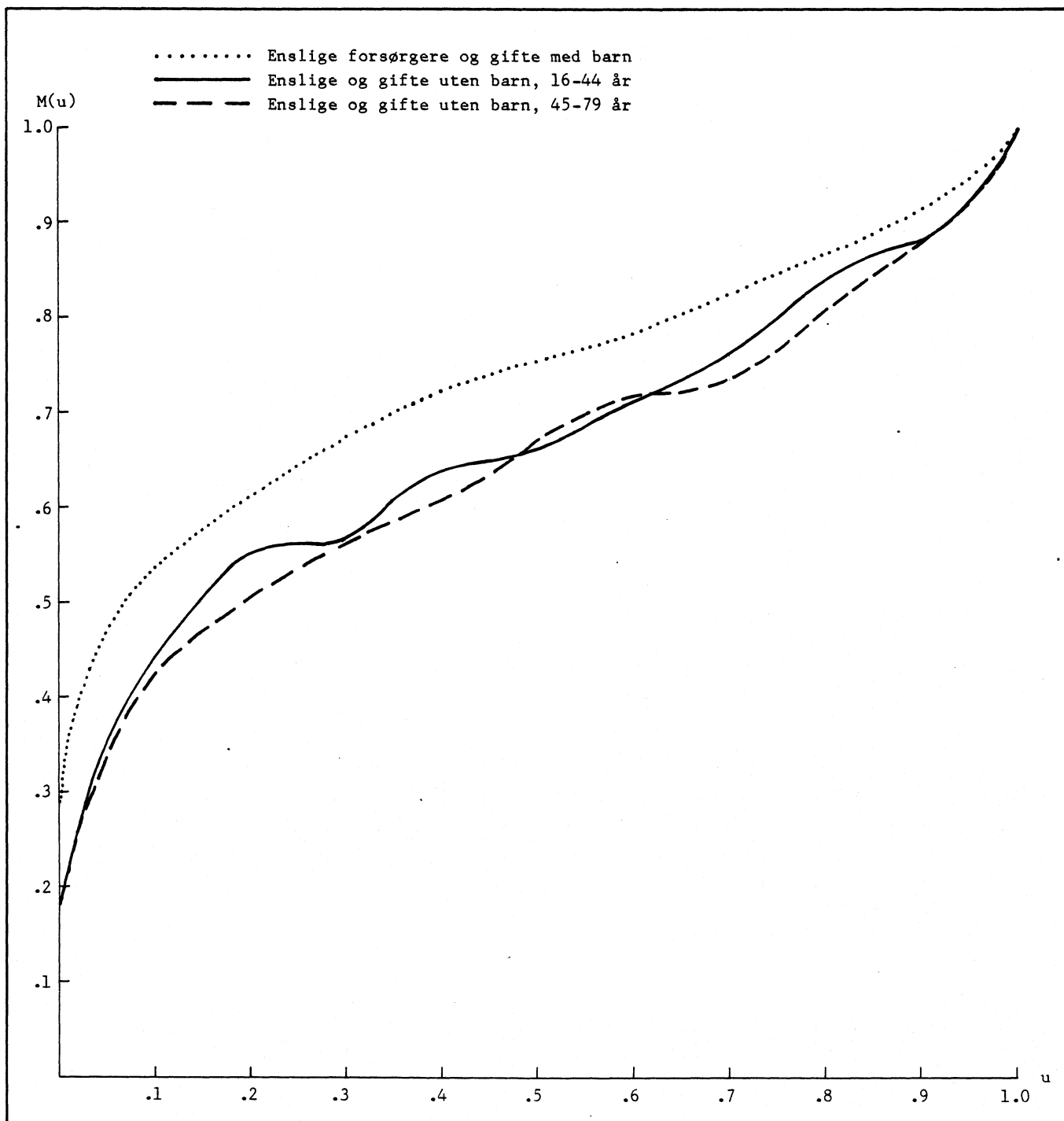
Eldre enslige og gifte uten barn bor i gjennomsnitt svært romslig med over 2 rom pr. person. Svært få, bare 3 prosent, bor trangt. Tettest bor gifte med barn og enslige forsørgere, i gjennomsnitt er det litt over 1 rom pr. person i denne gruppen og nesten 1/4 bor trangt.

De to mål for ulikhet i fordelingen av personer etter botetthet viser begge at ulikheten er størst blant enslige og gifte uten barn, størst blant de eldre, mens ulikheten er minst blant gifte med barn og enslige forsørgere. Blant eldre enslige og gifte uten barn er ulikheten i alt vesentlig en ulikhet i botetthet blant personer som bor romslig.

En legger også merke til at ulikheten i fordelingen av botetthet blant alle er større enn innen hver av de tre familiefasegruppene. Dette sammen med annen informasjon i tabellen viser at en utjamning i fordelingen av botetthet "mest effektivt" skjer ved en omfordeling mellom familiefasegruppene.

Figur 17 viser ulikhetskurven $M(u)$ for personer i de tre familiefasegrupper. Den mindre ulikhet i fordelingen etter botetthet blant gifte med barn og enslige forsørgere viser seg i figuren ved at kurven for denne gruppa ligger over kurvene for de to andre gruppene. Kurven gir for en bestemt verdi av u opplysning om gjennomsnittlig antall rom pr. person for den andel u som bor tettest i forhold til gjennomsnittlig antall rom i hele gruppa. Blant gifte med barn og enslige forsørgere er f.eks. gjennomsnittlig antall rom pr. person for de 20 prosent som bor tettest vel 60 prosent av gjennomsnittet i hele gruppa, dvs 0.70 rom pr. person. Blant eldre enslige og gifte uten barn er gjennomsnittlig antall rom pr. person for de 20 prosent som bor tettest 50 prosent av gjennomsnittet i denne gruppa, dvs. 1.05 rom pr. person.

Figur 17. M-kurver for tre familiefasegrupper. Botetthet.



Ved å presentere de opplysningene som er gitt i tabell 48 for ulike tidspunkter vil en få ganske detaljert innsikt i endringene i fordelingen av botetthet i befolkningen. I tabell 49 nedenfor viser vi en del trekk ved fordelingen av botetthet for personer 16-79 år i tre familiefasegrupper i 1973.

Tabell 49. Gjennomsnittlig botetthet for personer 16-79 år, ulikhet i fordelingene etter botetthet og andel personer som bor trangt i ulike familiefasegrupper. 1973

	Alle	Gifte med barn og enslige forsørgere	Enslige og gifte uten barn	
			16-44 år	45-79 år
Gjennomsnittlig antall rom pr. person	1,34	1,07	1,20	1,92
Ulikhetsmål \hat{A}	0,384	0,325	0,350	0,367
Ulikhetsmål \hat{G}	0,272	0,216	0,240	0,249
Andel personer med under ett rom pr. person	25	35	25	4
Tallet på personer	6269	3088	1447	1734

Kilde : Boforholdsundersøkelsen 1973

Fra 1973 til 1980 økte gjennomsnittlig antall rom pr. person fra 1,34 til 1,57 eller med 17 prosent. Ulikheten i fordelingen av botetthet i befolkningen endret seg imidlertid lite; målt ved samlemålet A var det en reduksjon i ulikhet fra 0,384 i 1973 til 0,373 i 1980. Det var en kraftig nedgang i andelen av befolkningen som bodde trangt, dvs. hadde mindre enn ett rom pr. person. Andelen trangbodde gikk ned fra 25 prosent i 1973 til 13 prosent i 1980. For befolkningen under ett skyldes derfor denne nedgangen først og fremst den generelle nivåheving i antall rom pr. person.

Ser vi på de enkelte familiefasegrupper framkommer et noe annet bilde.

Både absolutt og relativt har økningen i romslighet vært størst blant enslige og gifte uten barn, særlig blant de yngre. I disse gruppene har ulikheten i fordelingen etter botetthet vært omtrent uendret fra 1973 til 1980. Ulikheten har altså ikke blitt påvirket av denne økningen. For gifte med barn og enslige forsørgere var det bare en beskjeden økning i gjennomsnittlig romslighet. For denne gruppa var det imidlertid en relativt sett sterk reduksjon i ulikheten i fordelingen av botetthet, noe som også resulterte i en nedgang i andelen trangbodde i denne gruppa.

Skal en forsøke seg på en tolkning kan en kanskje si at den forholdsvis sterke satsing på bygging av familieleiligheter i perioden 1973-80 har resultert i en mindre andel trangbodde blant familier med barn. Standardøkning når det gjelder romslighet har imidlertid først og fremst skjedd blant enslige og gifte uten barn, og det synes i liten grad å ha skjedd en omfordeling av rom mellom de tre familiefasegruppene. Dermed har det heller ikke skjedd noen særlig reduksjon i den totale ulikhet i fordelingen etter botetthet.

7. Ulikhet i fordelingen av arbeidsløshet

Arbeidsløshet inngår som et element i velferdsbeskrivelser. Det å bli - og å være - arbeidsløs er det utbredt enighet om å betrakte som velferdsreducerende for den enkelte som blir rammet. Dette skyldes ikke bare konsekvensene av arbeidsløshet for økonomien til personen/husholdningen, men også en rekke virkninger på f.eks. familiesituasjon, sosiale kontakter og psykologiske forhold.

Arbeidsløshet er karakteristisk ved å være et negativt element i velferden, til forskjell fra f.eks. inntekt eller utdanning. Arbeidsløshet er ikke noe knapt gode som det gjelder å fordele mest mulig rettferdig. Den ideelle fordelingssituasjon vil derfor være at ingen personer er arbeidsløse. En situasjon med ingen arbeidsløse vil uten tvil isolert sett være en likhets-

norm for fordeling av arbeidsløshet som det ville være stor enighet om.

Ut fra et slikt synspunkt er derfor andelen som er arbeidsløse et viktig mål. Den primære målsetting når det gjelder arbeidsløshet vil være å redusere andelen arbeidsløse så mye som mulig.

Noen fordelingsdebatt eller fordelingsbetraktninger i vanlig betydning der en tar utgangspunkt i en gitt "mengde" arbeidsløshet og stiller spørsmål om den mest rettferdige fordeling av denne, har derfor også i liten grad forekommet. Likevel forekommer det problemstillinger som har visse likhetspunkter med fordelingsproblemer. F.eks. har spørsmål om geografiske forskjeller i arbeidsløshet og spørsmål om ungdomsarbeidsløshet likhetstrekk med problemstillinger omkring fordeling mellom grupper. Variasjoner i andelen arbeidsledige mellom ulike befolkningsgrupper er da vanligvis brukt.

Lengden av arbeidsløshetsperioden blir også tillagt vekt. Fra et velferdssynspunkt antar en at konsekvensene for individet øker med lengden av arbeidsløshetsperioden. Ved sammenlikninger mellom grupper eller over tid blir derfor spørsmålet om forholdet mellom langtids- og korttidsledighet av betydning.

Når en skal sammenlikne ulikhet i forskjellige populasjoner støter en på et særtrekk ved fordelingen av arbeidsløshet som gjør det noe problematisk å bruke de konvensjonelle ulikhetsmål. Arbeidsløshet rammer en liten del av befolkningen. I de fleste grupper har under 10 prosent noen uker med arbeidsløshet i løpet av et år. Det blir derfor fristende å beskrive fordelingen av arbeidsløshet ved to mål, f.eks. andelen arbeidsledige og gjennomsnittlig ledighetsperiode for de ledige eller andelen med minst n ukers ledighet. En slik måte å presentere fordeling på vil imidlertid ikke gi informasjon om spredning og ulikhet i fordelingen av ledighetsuker blant de arbeidsledige.

Når en vil konstruere ulikhetsmål som uttrykker egenskaper ved hele fordelingen, står en imidlertid overfor det problem at slike mål skal "stemme overens" med lekmannsoppfatninger av rangering av fordelinger. F.eks. vil

det nok være utbredt enighet om at ved å overføre inntekt fra en høyinntekts-husholdning til en lavinntektshusholdning vil fordelingen bli mer jamm og velferden øke. Når det gjelder arbeidsledighet er tilsvarende vurderinger utvilsomt mindre utviklet enn for inntekt. Det kan f.eks. nok være enighet om at overføring av et antall uker med arbeidsledighet fra en langtidsledig til en ikke arbeidsledig fører til større likhet i fordeling av arbeidsledighet, men fører det til større velferd? Eller, formulert på en annen måte, gitt et visst volum av arbeidsledighetsuker, hvilken fordeling av denne er "best" - en jamm fordeling på alle personer eller en fordeling der hele volumet er konsentrert på et (lite) antall helårsledige?

Når en skal konstruere ulikhetsmål for arbeidsledighet står en altså overfor den vanskelighet at forestillinger og vurderinger omkring fordeling ikke er noe særlig utviklet i befolkningen. En har derfor også færre holdepunkter for valg mellom en rekke forskjellige tenkbare ulikhetsmål.

Til beskrivelse av fordelingen til variabelen "arbeidsledighet i løpet av et år", bør en presentere 1) andelen som var arbeidsledige (den ideelle fordelingsnormen er at ingen er arbeidsledige), 2) gjennomsnittlig ledighetsperiode (antall uker), enten for alle eller for ledige, og 3) et mål som beskriver "spredningen" eller ulikheten i fordelingen av ledighetsperiode for de arbeidsledige.

En ser ofte i fordelingsanalyser at det blir brukt ad hoc mål for å belyse egenskaper ved fordelingen. Dette er naturligvis greit om en finner fram til mål som er nøye avstemt til ens problemstillinger. Vi skal i det følgende gi et eksempel som viser at en må være meget nøye når en trekker konklusjoner fra slike "fordelingsmål" og tenke nøye over hvilke trekk ved fordelingen disse målene avspeiler.

Tabell 50. Ulike mål for fordelingen av uker med arbeidsledighet blant personer 16-66 år i 1979

	Alle	16-24 år	25-44 år	45-66 år
Andelen som var arbeidsledige noen gang i 1979. Prosent	7	17	8	3
Gjennomsnittlig ledighetsperiode for arbeidsledige. Uker	10.4	8.1	10.9	14.1
Andelen av arbeidsledige med minst 26 ukers ledighet. Prosent	11	5	13	18
Andelen av arbeidsledige som har 50 prosent av det totale antall ledighetsuker. Prosent	14	16	17	16
Gjennomsnittlig antall ledighetsuker for de 25 prosent med lengst ledighet. Uker	27.6	21.1	27.9	35.6

I tabell 50 er det gjengitt tre slike ad hoc mål for egenskaper ved fordelingen av arbeidsledighet. Det første målet er andelen av de ledige med minst 26 ukers arbeidsledighet, det andre er andelen som står for 50 prosent av det totale antall ledighetsuker og det tredje målet er gjennomsnittlig antall ledighetsuker for de 25 prosent av de arbeidsledige som har lengst ledighet.

De to første linjer i tabell 50 knytter an til utbredte målsettinger om arbeidsledighet, for det første at andelen med arbeidsledighetserfaring bør være så liten som mulig, og for det andre at arbeidsledighetsperioden for de som blir arbeidsledige bør være så kort som mulig.

Når det gjelder fordelingen av ledighet er det som nevnt neppe så klare forestillinger og normer i befolkningen. Kanskje bortsett fra at omfanget av arbeidsledighet ikke bør være stort i noen grupper av befolkningen.

Tredje linje i tabell 50 gir et "fordelingsmål" som langt på vei viser de samme resultater som gjennomsnittet gjør, nemlig at eldre arbeidsledige er ledige i lengre tid. Målet viser andelen av de ledige som er langtidsledige. Målet er ikke følsomt for formen på fordelingen av ledighet på begge sider av 26-ukersskillet.

Det fjerde mål gir derimot inntrykk av at det er små eller ingen forskjeller mellom de tre aldersgrupper. Dette målet viser at det i alle aldersgrupper er vel 15 prosent som står for halvparten av ledigheten regnet i uker. Vi har funnet at de eldre aldersgruppene ligger på et høyere nivå når det gjelder ledighetens varighet. Resultatet ovenfor kan synes å vise at det er "visse fellestrekk" ved fordelingen av arbeidsledighet i de tre aldersgruppene. Imidlertid gir målet ovenfor ikke grunnlag for noen konklusjon om forholdet mellom fordelingene til de tre aldersgruppene. Det gjør imidlertid de ulikhetskurvene som vi skal presentere til slutt i dette avsnittet.

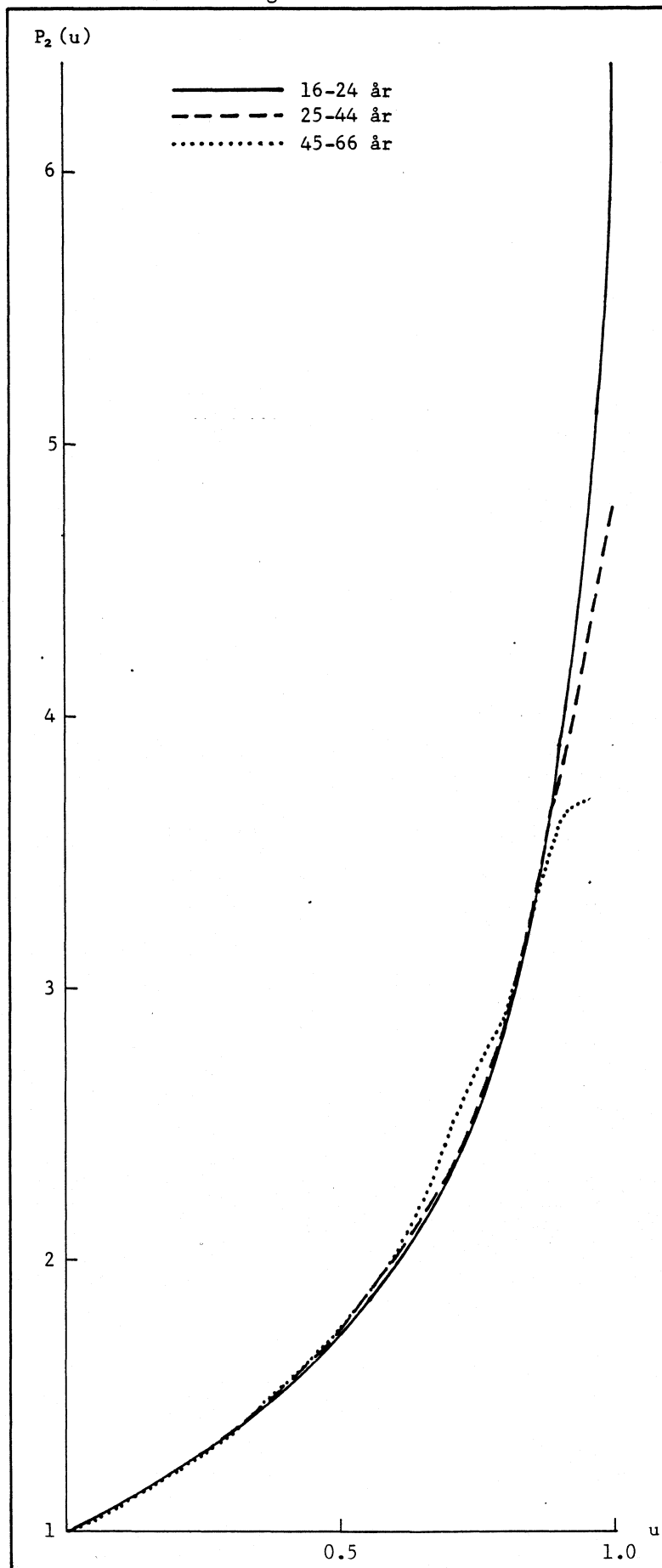
Det siste målet viser igjen lengre ledighet blant de eldre. Det viser omtrent det samme forhold mellom aldersgruppene som gjennomsnittlig ledighetsperiode for de arbeidsledige.

De ulike "fordelingsmålene" gir altså ikke det samme bilde av forskjeller mellom aldersgruppene. I dette eksemplet har det sammenheng med at enkelte av målene avspeiler forskjeller i arbeidsledighetens nivå, det gjelder bl.a. andelen arbeidsledige med minst 26 ukers ledighet, mens andre mål uttrykker mer nivåuavhengige egenskaper ved fordelingen.

Vi skal nå anvende en ulikhetskurve og et tilhørende ulikhetsmål fra Aaberge (1982) på eksemplet ovenfor. Vi skal først plote ulikhetskurven $P_2(\cdot)$ for hver av de tre aldersgruppene. For en gitt andel u av de arbeidsledige innen en aldersgruppe uttrykker $P_2(u)$ gjennomsnittlig antall ledighetsuker for den $100(1-u)$ -prosenten av de arbeidsledige som har lengst ledighet, i forhold til gjennomsnittlig antall ledighetsuker for alle ledige i den aktuelle aldersgruppen. Vi har valgt å presentere denne ulikhetskurven framfor f.eks. $M(\cdot)$ fordi variabelen som inngår i eksemplet er av en annen karak-

ter enn f.eks. inntekt og botetthet. Når det gjelder arbeidsledighet er det personer med mange ledighetsuker som representerer et velferdsproblem, mens når det gjelder f.eks. botetthet er det personer med lite antall rom pr. person som representerer et velferdsproblem.

Figur 18. P_2 -kurver for tre aldersgrupper.
Arbeidsledighet



Figur 18 viser kurvene $P_2(u)$ for arbeidsledige i de tre aldersgruppene. Noe overraskende finner vi at disse tre ulikhetskurvene faller nesten helt sammen; ulikhet i fordelingen av arbeidsledighetsperiode er omtrent av samme form i de tre aldersgruppene. Dette betyr at hver av de tre fordelingene kan beskrives ved en enkel skalaforskyvning av de to andre. Fordelingen av antallet ledighetsuker for f.eks. eldre arbeidsløse framkommer av den tilsvarende fordeling for de unge arbeidsløse ved å multiplisere ledighetsvariabelen for de unge med en konstant faktor (lik forholdet mellom gjennomsnittlig antall ledighetsuker i de to gruppene, altså i dette eksemplet større enn 1). Samlemålet for ulikheten målt ved $P_2(\cdot)$ (arealet under kurven $P_2(\cdot)$) tar tilnærmet samme verdi for de tre gruppene. For de tre aldersgruppene 16-24 år, 25-44 år, 45-79 år er verdien på dette samlemålet D henholdsvis 1.164, 1.082 og 1.029. Dette målet er spesielt følsomt overfor forskjeller i fordelingene for de med mange ledighetsuker. Ved å beregne Gini-koeffisientene (ulikhetskurvene som er grunnlag for beregning av G er $1-L(u)$) for de samme aldersgruppene finner vi henholdsvis 0.526, 0.535 og 0.544.

Som det framgår av definisjonen av $P_2(u)$ er både ulikhetskurven og samlemålet D nivåuavhengige. Skal en presentere to mål for fordelingen av varighet av ledighet blant de arbeidsledige, synes gjennomsnittlig varighet av ledigheten og samlemålet D å være informative. I tillegg må en presentere andelen som er arbeidsledige.

Naturligvis kan en ha spesielle problemstillinger som gjør at en ønsker å trekke fram andre egenskaper ved fordelingen. Dersom vi generelt er interessert i å belyse ulikhet bør en bruke mål av den typen som er benyttet her. De resultatene som er vist, nemlig at ulikheten i fordelingen av ledighetsperioden for de arbeidsledige er omtrent den samme i de tre aldersgruppene, er på ingen måte trivielle, og kan ikke leses ut av de mer vanlige måter å presentere fordelingsresultater på.

Det som er "hovedproblemet" i forbindelse med en analyse av den typen som er presentert her er at spørsmål/problemstillinger av den typen vi har

søkt å belyse i liten grad blir reist i debatter. Problemstillinger omkring ulikhet i fordelingen av arbeidsledighet har til nå vært lite utviklede. Normer for vurdering av resultatene finnes dermed også i langt mindre grad enn f.eks. i forbindelse med fordeling av inntekt.

8. Sammendrag

Ett av hovedformålene med en levekårsstatistikk er å belyse fordelingen av levekårene i befolkningen. En slik generell formulering av formålet kan imidlertid presiseres i en rekke ulike problemstillinger. Det er ganske karakteristisk at begrepsbruk og formuleringer i forbindelse med fordelingsproblemstillinger ofte er nokså forskjellige og ofte lite presise.

Vi har her begrenset oss til å analysere marginalfordelinger av levekårsvariabler. Er det en variabel med bare to verdier (f.eks. om en er utsatt for støy på arbeidsplassen eller ikke) er det lite behov for å bearbeide den informasjon som ligger i fordelingen på en slik variabel. Er det derimot en diskret variabel som tar mange verdier eller en kontinuerlig variabel (f.eks. inntekt) blir det behov for mål som sammenfatter forskjellige aspekter ved den informasjon som ligger i fordelingen.

Vi skal analysere ulikhet i fordelingen av en levekårsvariabel. Tar en inntektsfordelingen som eksempel er det vanlig å avgrense ulikhetsbegrepet slik at den formelle representasjonen av begrepet skal tilfredsstille både skalainvariansprinsippet og overføringsprinsippet (se side 15). Lorenz-kurven er en transformasjon av fordelingsfunksjonen som oppfyller disse to prinsippene. Lorenz-kurven utgjør derfor en formell representasjon av ulikhetsbegrepet og danner grunnlaget for de fleste metodene som blir anvendt i dette arbeidet.

Siden Lorenz-kurver basert på forskjellige fordelinger kan skjære hverandre, vil det ofte by på problemer å foreta en direkte sammenlikning mellom flere Lorenz-kurver. I stedet har det blitt vanlig å benytte summariske mål for ulikhet når man ønsker å sammenlikne eller rangere flere fordelinger etter graden av ulikhet. Av åpenbare grunner finnes det mange forslag på mål for ulikhet som skiller seg fra hverandre ved å legge forskjellig vekt på ulikheten i bestemte deler av fordelingen. Det er på mange måter

en parallell til problemet med å måle avhengigheten mellom to variabler (assosiasjonsmål). Det finnes en lang rekke slike avhengighetsmål, basert på ulike oppfatninger om avhengighet og som legger vekt på forskjellige mønster i avhengighetsstrukturen.

Vi har også pekt på betydningen av den normative siden i forbindelse med analyser av ulikhet. Det gjelder ikke bare at det kan knytte seg ulike vurderinger til den variabel en skal analysere ulikhet for (f.eks. inntektsbegrep). Forskjellige ulikhetsmål vil ha egenskaper som vil bli vurdert som mer eller mindre gode ut fra bestemte verdistandpunkter. Ulikhetsmål kan altså ikke betraktes som objektive eller verdinøytrale. Et annet viktig poeng i denne forbindelsen er at det kan være ulike forestillinger om en likhetsnorm, eller den mest "rettferdige" fordeling. Forskjeller i denne typen vurderinger vil ha konsekvenser både for valg av variabel en vil analysere ulikhet for og for valg av ulikhetsmål. Like viktig som at det finnes ulike forestillinger om "rettferdig fordeling" er det at slike forestillinger kan være mer eller mindre utviklet. I enkelte av de analyser vi har foretatt har dette vært et problem fordi en mangler holdepunkter for å vurdere forskjellige ulikhetsmål.

En viktig konsekvens av det som er sagt ovenfor er at det er nyttig å ha tilgang til en rekke ulikhetsmål med noe varierende egenskaper. En har dermed mulighet for å velge verktøy som er tilpasset dels trekk ved den variabel en ønsker å studere, dels legge vekt på de sider ved fordelingen som en er opptatt av. Vi skal her nytte det verktøy som er utviklet i Aaberge (1982).

De første anvendelser av disse metoder gjelder fordeling av inntekt. Første trinn i en analyse av ulikhet vil ofte være at vi sammenlikner intern ulikhet for forskjellige grupper eller sammenlikner intern ulikhet på forskjellige tidspunkter. I kap. 2 reiser vi spørsmålet om endringer i ulikhet i inntektsfordelingen i 70-årene. Blant mulige ulikhetskurver, Lorenz-kurven innbefattet, har vi valgt å vise M-kurver for fordelingen av husholdnings-

inntekt for årene 1970, 1971, 1976 og 1979. M-kurvene for alle de 4 årene ligger nær diagonalen. En av fordelene ved M-kurven er at vi vet at diagonalen svarer til en uniform fordeling, det er dermed tre kjente referansekurver for M-kurven mot to for de andre ulikhetskurvene. En annen fordel ved M-kurven er at variasjonsområdet ikke er begrenset til området under diagonalen (som tilfellet med Lorenz-kurven). Det betyr bl.a. at forskjeller mellom to M-kurver kommer klarere fram i en grafisk framstilling enn forskjellene mellom de to tilsvarende Lorenz-kurvene.

For hvert av de fire årene har vi beregnet tre summariske ulikhetsmål. De gir alle samme konklusjon: at det har vært forholdsvis lite endring i ulikheten i fordelingen av husholdningsinntekt i 70-årene. Det var noe økning i ulikhet fra 1970 til 1973, og etter det stabilitet.

Når vi analyserer disponibel husholdningsinntekt (bl.a. er skatter trukket fra i inntekten) finner vi det samme hovedresultatet; det har vært lite endring i ulikhet i disponibel husholdningsinntekt i 70-årene. De tendenser som finnes går imidlertid for disponibel husholdningsinntekt i retning av mindre ulikhet i 1979 enn i første del av 70-årene. Dette framkommer ved at utjamningen når en går fra fordelingen av husholdningsinntekt til fordelingen av disponibel husholdningsinntekt var større i 1979 enn i 1970, 1973 og 1976.

Slike resultater reiser naturlig nok behov for en bedre forståelse av utfallet. Vi vet at det har skjedd endringer i husholdningsstrukturen, i kvinners yrkesdeltaking m.v.. Hvorfor har ikke slike endringer slått ut i ulikheten for den samlede inntektsfordeling? Vi har presentert tall for endring i ulikhet i fordelingen av husholdningsinntekt for husholdninger med ulikt antall inntektstakere og for endringer i tallet på slike husholdninger. Resultatene viser at det har skjedd ikke uvesentlige endringer i ulikhetene i fordelingene av inntekt innen grupper og forskyvninger i den relative størrelsen av grupper. Til tross for dette finner vi en forbausende stabilitet for ulikheten i den felles inntektsfordelingen.

Denne analysen viser imidlertid også at det er vanskelig å få en forståelse av utviklingen i ulikhet ved å analysere utviklingen i intern ulikhet for delgrupper. Avgjørende for ulikheten i den samlede inntektsfordeling er hvordan inntektsfordelingene i delgruppene er "vevd inn i hverandre". Det kreves derfor andre metoder for å få innsikt i disse spørsmål. Slike metoder blir gitt i appendiks og anvendt i kapitlene 4 og 5.

Til slutt i kapittel 2 tar vi opp enkelte av de problemer som oppstår når en vil "sammenlikne inntektene for ulike grupper". Inntektsfordelingene i en del regioner blir sammenliknet ved hjelp av fraktildifferansekurver. Eksempelene illustrerer dels den nytte en har av fraktildifferansekurver for å vise hva som ligger bak forskjeller i gjennomsnitt. For regioner der gjennomsnittsinntektene er omtrent like, gjør fraktildifferansekurver det også mulig å foreta sammenlikning av ulikhet. Generelt er fraktildifferansekurver imidlertid ikke egnet til å belyse ulikhet, men gir en bedre forståelse av observerte forskjeller i gjennomsnitt.

Vi har til nå konsentrert oppmerksomheten om måling av ulikhet, og har sammenliknet ulikhet til forskjellige tidspunkter og i forskjellige grupper. Ofte vil måling av ulikhet reise et behov for viten om hvordan ulike forhold har bidratt til den observerte ulikhet eller til observerte forskjeller i ulikhet.

Ett slikt spørsmål som har blitt reist er hvordan økningen i kvinners yrkesdeltaking i 70-årene, og spesielt gifte kvinners yrkesdeltaking, har virket inn på inntektsfordelingen. Virker gifte kvinners yrkesdeltaking utjæmnende eller ulikhetsskapende på inntektsfordelingen? Vi har sett at endringene i ulikheten i inntektsfordelingen har vært beskjedne i perioden 1970 til 1979. Men det tillates naturligvis ikke å dra noen slutninger om virkningen av kvinners yrkesdeltaking på ulikhet.

Vi har studert gifte kvinners og menns bidrag til ulikheten i fordelingen av ekteparinntekt ved å gjøre bruk av en metode for dekomponering av ulikhet (faktordekomponering) som blir presentert i appendiks. Vi har bare hatt mulighet for å anvende metoden på inntektsdata for 1979. Vi kan derfor

ikke svare på om den økte yrkesdeltaking blant gifte kvinner har bidratt til større eller mindre ulikhet i fordelingen av ekteparinntektene.

Analysen av kvinners og menns bidrag til ulikheten i inntektsfordelingen for ektepar i 1979 viser at kvinnene bidro med 30 prosent av ulikheten i ekteparfordelingen, menn med 70 prosent (når ulikhet måles ved A). Kvinnene har til sammenlikning 23 prosent av ekteparinntektene. At kvinnene bidrar relativt mer til ulikheten skyldes at den interne ulikhet i fordelingen av gifte kvinners inntekter er mye større enn tilfellet er for gifte menn. Denne forskjellen mer enn veier opp for at de gifte kvinnes plassering i ordningen av ekteparinntektene virker noe mer utjæmnende enn mennenes plassering. Den store interne ulikheten i fordelingen av gifte kvinners inntekter er blant annet forårsaket av at nærmere 30 prosent av de gifte kvinnene har 0 i inntekt.

Tenker en seg at kvinner og menn har de oppgitte inntekter, men at de blir kombinert slik at ulikheten i fordelingen av ekteparinntektene blir størst mulig (høyest kvinneinntekt med høyest mannsinntekt, osv.) vil A-ulikheten øke med vel 20 prosent. Kombineres derimot inntektene slik at ulikheten i ekteparfordelingen blir minst mulig vil A-ulikheten bli redusert med 82 prosent. Den faktiske kombinasjonen er altså nærmere den situasjon som gir størst enn den situasjon som gir minst ulikhet i inntektsfordelingen for ektepar.

Tilsvarende beregninger for fordelingen av disponibel inntekt for ektepar viser at kvinner bidrar med enda større andel av ulikheten (40 prosent av A-ulikheten). Dette til tross for at kvinnes andel av ekteparinntekten er omtrent den samme (25 prosent). Dette har sammenheng med at den interne ulikhet i kvinnes inntektsfordeling og den utjæmnende effekt av deres plassering i ekteparfordelingen endrer seg lite, mens en for menn finner en reduksjon i den interne ulikhet og en større utjæmnende effekt av deres plassering i ekteparfordelingen. I hvilken grad dette skyldes trekk ved skattesystemet

har vi foreløpig ikke hatt mulighet til å studere.

Til nå har vi behandlet ulikhet for grupper enkeltvis, eller sammenliknet den interne ulikhet for grupper. Når det gjelder spørsmål om fordeling av levekår er en ofte opptatt av å belyse levekårsforskjeller mellom grupper. For kontinuerlige variable skjer dette oftest ved at en sammenlikner gjennomsnitt. Det vil imidlertid i mange tilfelle være uheldig å sammenlikne gjennomsnitt for grupper med svært forskjellig intern ulikhet (se f.eks. sammenlikningen av Oslo og Møre og Romsdal i figur 2).

På samme måten som det er utviklet et stort antall mål for ulikhet innen grupper, mer eller mindre velegnet ut fra bestemte problemstillinger og verdinormer, gjelder at det ikke finnes noe enkelt "riktig" mål som både tar hensyn til ulikheten innen og mellom grupper.

I appendiks er det foreslått en metode for dekomponering av den totale ulikhet i bidrag fra delgrupper. Denne metoden gjør det også mulig å rangere grupper etter kriterier som både tar hensyn til ulikhet innenfor og ulikhet mellom gruppene. I de aktuelle dekomponeringene vil bidraget fra en gruppe avhenge av gruppens størrelse, den gjennomsnittlige verdi på variabelen og en såkalt konsentrasjonskomponent. Konsentrasjonskomponenten informerer om i hvilken grad observasjonene for en delgruppe er konsentrert og i hvilken del av fellesfordelingen delgruppens observasjoner er konsentrert. En konsentrasjon i den nedre delen av fellesfordelingen vil gi et negativt eller reduserende ulikhetsbidrag, mens en konsentrasjon i den øvre delen vil gi et positivt eller ulikhetsskapende bidrag.

Er så dette resultatet i pakt med vanlige forestillinger? En vanlig oppfatning er at ulikhet forekommer fordi noen har lavere og noen har høyere inntekt enn gjennomsnittet; altså at grupper med konsentrasjoner i den nedre eller i den øvre delen av fellesfordelingen fungerer ulikhetsskapende. Forklaringen på at denne forestillingen strir mot egenskapene til den aktuelle dekomponeringsmetoden, skyldes den innsnevringen av ulikhetsbegrepet som kommer til uttrykk i overføringsprinsippet. Overføringsprinsippet sier at ulik-

heten blir redusert hvis en overfører penger fra en rikere til en fattigere person og denne overføringen ikke er så stor at mottakeren blir rikere enn giveren. Dette er forklaringen på at dekomponeringsmetoden informerer om ulikhetsreduserende bidrag hvis en gruppe er konsentrert i den nedre delen av fellesfordelingen og ulikhetsskapende bidrag hvis gruppa er konsentrert i den øvre delen av fellesfordelingen. I praksis betyr dette at vi oppnår utjamning ved å overføre penger fra grupper som har ulikhetsskapende bidrag til grupper som har ulikhetsreduserende bidrag.

En viktig problemstilling som ofte blir diskutert er hvordan forskjeller i sosioøkonomisk status og i kjønn bidrar til lønnsforskjellene. Vi har blant annet brukt den omtalte dekomponeringsmetoden for å få kjennskap til hva slags effekt delgrupper bestemt av kjønn og sosioøkonomisk status har på ulikheten i fordelingen av lønn. Resultatene viser at forskjell i kjønn skaper større ulikhet enn forskjell i sosioøkonomisk status. Konsekvensene dette får for ulikheten i den samlede lønnsfordelingen vil også avhenge av de enkelte delgruppens relative størrelse. Det prosentvise bidraget fra hver enkelt delgruppe er gitt i første kolonne i h.h.v. tabell 34 (når ulikheten blir målt ved A) og tabell 35 (når ulikheten blir målt ved Gini-koeffisienten).

Estimatene for konsentrasjonskomponentene og de interne ulikhetene for delgruppene viser at lønnene til mannlige funksjonærer på mellom- og høyere nivå hovedsakelig vil ligge i den øverste delen av lønnsfordelingen, mens mannlige arbeidere og kvinnelige funksjonærer på mellom- og høyere nivå er konsentrert i overgangen mellom den sentrale og den øverste delen av lønnsfordelingen. Kvinnelige arbeidere og kvinnelige funksjonærer på lavere nivå vil derimot være representert med hovedtyngden av de minste lønnene.

Det er ellers verdt å merke seg at den interne ulikhet for hver av delgruppene ligger på omtrent samme nivå.

Vi har også brukt dekomponeringsmetoden til å framskaffe kunnskap om hva slags effekt de samme delgruppene har på fordelingen av utdanning for lønsmottakere. Utdanning blir målt ved gitte lengder i år. Det prosentvise bidraget fra hver enkelt gruppe er gitt i første kolonne i h.h.v. tabell 42 (når ulikheten blir målt ved A) og tabell 43 (når ulikheten blir målt ved Gini-koeffisienten).

Estimatene for konsentrasjonskomponentene og de interne ulikhetene for delgruppene viser at kvinnelige arbeidere er sterkt konsentrert i den aller nederste delen av utdanningsfordelingen for lønsmottakere, mens mannlige arbeidere og kvinnelige funksjonærer på lavere nivå er konsentrert i overgangen mellom den nedre og den sentrale delen av fordelingen. Mannlige funksjonærer på lavere nivå er konsentrert i den sentrale delen av utdanningsfordelingen, mens mannlige og kvinnelige funksjonærer på høyere nivå utgjør den øvre delen av utdanningsfordelingen for lønsmottakere.

Resultatene av dekomponeringen viser dessuten at de interne ulikhetene både for kvinne- og mannsgruppene øker med stigende sosioøkonomisk status. Størst intern ulikhet har gruppa mannlige funksjonærer på mellom- og høyere nivå, mens gruppa kvinnelige arbeidere har minst intern ulikhet.

Ved å sammenfatte resultatene for lønn og utdanning, finner vi at kvinnelige arbeidere kommer dårligst ut både når det gjelder utdanning og lønn, mens mannlige funksjonærer på høyere og mellomnivå kommer best ut sammenliknet med de andre gruppene både når det gjelder utdanning og lønn. Gruppa mannlige arbeidere har derimot en annen plass i rangeringen etter utdanning enn i rangeringen etter lønn. For 5 av de 6 delgruppene er det sammenfallende resultat for utdanning og lønn, mens gruppa mannlige arbeidere bryter denne sammenhengen ved å inneha en betydelig gunstigere plassering i rangeringen etter lønn enn i rangeringen etter utdanning.

Det er ellers verdt å merke seg at ulikheten i fordelingen av lønn er betydelig større enn ulikheten i fordelingen av utdanning for lønsmottakere.

Hvis vi hadde lagt fordelingen av utdanning til grunn for fastsettelsen av lønn, dvs. forholdet mellom to personers lønn skal være lik forholdet mellom deres utdanningslengde, så ville ulikheten i lønnsfordelingen ha blitt redusert med 34 prosent.

Resultatene for de interne ulikhetene i delgruppene fordelinger av h.h.v. lønn og utdanning, tyder på at forskjeller i utdanning har avgjørende betydning for de lønnsforskjeller som forekommer innenfor gruppene kvinnelige og mannlige funksjonærer på mellom- og høyere nivå. Utdanning ser derimot ut til å ha liten eller ingen betydning for den ulikhet i lønn som forekommer innenfor de 4 andre gruppene.

I de to siste kapitlene nytter vi metodene for ulikhetsanalyse på andre variable enn inntekt, der de tradisjonelt er brukt. Vi har tidligere pekt på at disse metodene naturlig nok ikke er velegnete for variabler som bare antar få verdier. Metodene egner seg best for variabler med "informasjonsrike" fordelinger.

Den første anvendelsen gjelder botetthet, antall rom pr. person i husholdningen. Denne variabelen har mange likhetstrekk med inntekt; velferden antas å øke jo større verdier variablene antar, og det er underliggene forestillinger om begrensede ressurser som er til fordeling. Det er imidlertid ikke vanlig å knytte ulikhetsbetraktninger til fordeling av husholdninger på boliger.

Vi viser at i 1980 var det beskjedne forskjeller i gjennomsnittlig botetthet for personer i ulike landsdeler. Det var derimot noe større ulikhet i fordelingen etter botetthet i Nord-Norge og i Møre og Trøndelag enn i landet for øvrig. Dette resulterte i Norge-Norge i at andelen trangbodde var en del høyere enn i landet ellers.

Vi nytter dessuten denne måten å sammenfatte informasjon i fordelinger til å belyse utviklingen i botetthet for familiefasegrupper. Fra 1973 til 1980 har gjennomsnittlig antall rom pr. person økt med 17 prosent, minst for

barnefamiliene. Ulikheten ble derimot sterkest redusert for barnefamiliene, lite for enslige og gifte uten barn.

Det har altså funnet sted en reduksjon i ulikheten i fordelingen av botetthet for barnefamilier fra 1973 til 1980 uten at den gjennomsnittlige romslighet er blitt berørt. Standardøkning når det gjelder romslighet har imidlertid først og fremst skjedd blant enslige og gifte uten barn. Men for disse gruppene har den interne ulikhet i fordelingen av botetthet ikke forandret seg. Til sammen har ikke disse forandringene ført til noen vesentlig reduksjon i ulikheten i fellesfordelingen av botetthet.

I siste kapittel bruker vi metodene for ulikhetsanalyse på variabelen arbeidsløshetsperiode i 1979. Denne variabelen avviker fra inntekt på visse sentrale punkter. Det er en forholdsvis liten del av befolkningen som har vært arbeidsløse, og arbeidsløshetsperiode er ikke som inntekt en ressursvariabel som det er begrensede mengder av til fordeling. I motsetning til inntekt viser arbeidsløshetsperiode en negativ sammenheng med velferd; jo lengre arbeidsledighet jo mindre velferd. Enda mer enn som var tilfellet for botetthet gjelder det at det mangler holdninger til og vurderinger av fordeling av arbeidsløshet gitt det totale omfang av denne. Dette innebærer at en har få holdepunkter for å velge mellom sammenfattende fordelingsmål som legger vekt på ulike trekk ved fordelingen etter arbeidsløshetsperiode.

I dette kapitlet har vi analysert fordelingen etter arbeidsløshetsperiode for tre aldersgrupper. Vi viser resultater for en del ad hoc-pregede fordelingsmål som sammenfatter ulike sider ved fordelingene. Disse målene viser forskjellig variasjon mellom de tre aldersgruppene. Innvendingen mot disse målene er at de er følsomme overfor endringer i gjennomsnittlig ledighet.

Ved å presentere de følgende tre målene for fordelingen av arbeidsløshetsperiode, unngår en dette problem. De tre målene er: andelen med arbeidsløshetserfaring, gjennomsnittlig ledighetsperiode for de arbeidsløse og D-ulikheten i fordelingen av arbeidsløshetsperiode for de arbeidsløse. Ulikhetskurvene og de sammenfattende ulikhetsmål er ikke følsomme for varia-

sjoner i gjennomsnitt. Ulikhetsanalysen viser det i seg selv ganske overraskende resultat at ulikhetskurvene (P_2) for de tre aldersgruppene er tilnærmet sammenfallende, og følgelig også at D-ulikheten er omtrent den samme for de tre aldersgruppene. Dette betyr at fordelingen av arbeidsløshetsperiode for de arbeidsløse i hver av de tre aldersgruppene kan beskrives ved en enkel skalaforskyvning av fordelingene i de to andre aldersgruppene. Forklaringen på denne enkle sammenhengen kan være at størstedelen av de arbeidsledige er gjengangere som gradvis får økt arbeidsledighetsperiode med økende alder. Vi har ikke tilgang på data som gjør det mulig å etterprøve denne forklaringen. Til det trengs naturligvis paneldata.

DEKOMPONERING AV ULIKHETSMÅL

Vi har tidligere understreket at et ulikhetsmål har som oppgave å oppsummere ulikheten i en gitt levekårsfordeling (f.eks. inntektsfordeling). For å oppnå en mer detaljert innsikt i den registrerte ulikheten, kan vi dekomponere ulikhetsmålet og på den måten få målt bidraget fra forskjellige komponenter til ulikheten i den aktuelle fordelingen. Dekomponering av ulikhetsmål kan deles inn i to typer,

- (a) dekomponering etter faktorkomponenter,
- (b) dekomponering etter delgrupper.

Faktordekomponering dekker de situasjonene hvor levekårsvariabelen kan uttrykkes som en sum av faktorkomponenter. Disponibel personinntekt er f.eks. bestemt av faktorer som lønn, kapitalinntekt, trygder, skatt, osv. Ved å benytte faktordekomponeringer av relevante ulikhetsmål, kan vi få studert hva slags innflytelse de forskjellige faktorene har på den registrerte ulikheten i fordelingen av disponibel inntekt.

Gruppedekomponering dekker de situasjonene hvor vi ønsker informasjon om bidrag i den registrerte ulikheten for populasjonen fra delgrupper av populasjonen. Slike delgrupper kan være bestemt av alder, kjønn, sosioøkonomiske kjennetegn, osv. Gruppedekomponeringer kan altså gi oss svar på hva slags innflytelse hver av de aktuelle delgruppene har på den registrerte ulikheten i den felle's fordelingen for disse gruppene.

Metodene for gruppedekomponering gir også opphav til nye kriterier for rangering av grupper (eller populasjoner) etter grad av ulikhet. Disse kriterier tar hensyn til både ulikhet innenfor og ulikhet mellom gruppene.

a. Dekomponering etter faktorkomponenter

La Z være en stokastisk variabel (levekårsvariabel) med kumulativ fordelingsfunksjon F og forventning $EZ = \mu$. Vi antar at Z er summen av s forskjellige faktorer Z^k , $k=1,2,\dots,s$.

Vi ønsker nå å dekomponere ulikheten i F , målt ved henholdsvis A og G , ved de k nevnte faktorene. Fra Aaberge (1982) har vi at A og G kan uttrykkes ved h.h.v.

$$(1) \quad A = 1 - \int_0^1 \frac{E(Z | Z \leq F^{-1}(u))}{EZ} du$$

og

$$(2) \quad G = 1 - 2 \int_0^1 u \frac{E(Z | Z \leq F^{-1}(u))}{EZ} du.$$

Siden $Z = \sum_{k=1}^s Z^k$ får vi

$$(3) \quad E(Z | Z \leq F^{-1}(u)) = \sum_{k=1}^s E(Z^k | Z \leq F^{-1}(u))$$

og

$$(4) \quad \mu = EZ = \sum_{k=1}^s \mu_k,$$

der $\mu_k = EZ^k$.

Ved å sette inn (3) og (4) i (1) og (2) får vi

$$(5) \quad A = \sum_{k=1}^s u_k(A) = \sum_{k=1}^s \frac{\mu_k}{\mu} \alpha_k = \sum_{k=1}^s \frac{\mu_k}{\mu} \frac{\alpha_k}{A_k} A_k,$$

der $\alpha_k = 1 - \int_0^1 m_k(u) du$,

$$m_k(u) = \frac{E(Z^k | Z \leq F^{-1}(u))}{\mu_k}, \quad \frac{\alpha_k}{A_k} \stackrel{\text{def}}{=} 0 \quad \text{når } A_k = 0$$

og A_k er A-ulikheten til fordelingen av faktor k variabelen (Z^k).

$$(6) \quad G = \sum_{k=1}^s u_k(G) = \sum_{k=1}^s \frac{\mu_k}{\mu} \frac{\gamma_k}{G_k} G_k,$$

der
$$\gamma_k = 1 - 2 \int_0^1 l_k(u) du,$$

$$l_k(u) = u \frac{E(Z^k | Z \leq F^{-1}(u))}{\mu_k}, \quad \frac{\gamma_k}{G_k} \stackrel{\text{def}}{=} 0 \quad \text{når } G_k = 0$$

og G_k er G-ulikheten til fordelingen av faktor k variabelen.

En diskret versjon av (6) er gitt i Rao (1969).

Fra (5) ser vi at $u_k(A)$ er bidraget fra faktor k når ulikheten i F er målt ved A. Komponenten μ_k/μ uttrykker hvor stor andel av den totale Z-massen som er representert ved faktor k. Viss Z er disponibel inntekt og Z_k er lønn, vil denne komponenten uttrykke "inntektsandelen" for faktoren lønn. A_k er den interne A-ulikhet i fordelingen av faktor k enhetene. α_k vil vi kalle interaksjonskomponenten for faktor k. Vi kan se på α_k som en spesiell måte å uttrykke sammenheng mellom Z^k og Z på. α_k informerer om faktor k enhetene bidrar til utjevning eller fungerer ulikhetsskapende på fordelingen til Z.

Populært kan vi si at det er plasseringen av faktor k enhetene i ordningen av Z-verdiene som bestemmer verdien på interaksjonskomponenten α_k . Men denne effekten vil vi måle relativt konsentrasjonen (den interne ulikhet) av faktor k enhetene. Dermed vil den interne ulikheten (A_k) utgjøre en av komponentene i dekomponeringen. Som det framgår av (5), vil vi altså uttrykke α_k som et produkt av A_k og (α_k/A_k) . (α_k/A_k) informerer derfor om plasseringseffekten til faktor k enhetene på ulikheten i fordelingen av Z. Viss faktor k enhetene har samme plassering

i ordningen etter Z -verdiene som i ordningen etter Z^k -verdiene så blir $(\alpha_k/A_k) = 1$. For alle andre situasjoner blir $(\alpha_k/A_k) < 1$. Det er for-
tegnnet til denne komponenten eller mer presist fortegnnet til α_k som
avgjør om faktor k fungerer ulikhetsskapende eller utjevneende på for-
delingen til Z .

Vi har at α_k blir bestemt ved arealet under interaksjonskurva
 $m_k(\cdot)$. For en fast u uttrykker $m_k(u)$ forholdet mellom faktor k gjennem-
snittet til de som har Z -verdier mindre eller lik $F^{-1}(u)$ og faktor k
gjennomsnittet til alle. Viss Z er disponibel inntekt og Z^k er lønn blir
f.eks. $m_k(1/2)$ lik forholdet mellom gjennomsnittslønna til den halvparten
som har de minste disponible inntektene og gjennomsnittslønna for alle.
Viss enhetenes rangering etter Z^k -verdiene er identisk med rangeringen
etter Z -verdiene, så blir $m_k(u) = M_k(u)$ for alle u og dermed $\alpha_k = A_k$.
 $M_k(\cdot)$ er M -kurva til faktor k variabelen (se Aaberge (1982)).

Når Z^k er positiv og $\alpha_k > 0$, får faktor k en ulikhetsskapende effekt,
mens $\alpha_k < 0$ viser at faktor k har en likhetsskapende eller utjevneende
effekt på ulikheten målt ved A . Viss Z^k er negativ (f.eks. skatt) får
vi det motsatte resultatet. Viss $\alpha_k = 0$ har faktor k hverken utjevneende
eller ulikhetsskapende effekt; faktor k har en nøytral effekt på ulik-
heten målt ved A .

Vi ser av formel (6) at dekomponeringen for Gini-koeffisienten er
av samme form som dekomponeringen av A -målet. μ_k/μ har samme betydning
som ovenfor, mens $u_k(G)$ er et alternativ til $u_k(A)$ for måling av det
bidraget, utjevneende eller likhetsskapende, som faktor k har på ulik-
heten i fordelingen til Z . Forskjellen på A og G er at A legger
større vekt enn G på aspekt ved ulikhet i den nedre delen av fordelingen.
En tilsvarende forskjell har vi mellom α_k og γ_k . α_k legger større vekt
enn γ_k på faktor k verdiene til de enhetene som har små Z -verdier. Det

er viktig å merke seg at α_k informerer om faktor k fungerer utjevne eller ulikhetsskapende på A-ulikheten i F , mens γ_k informerer tilsvarende om faktor k 's virkning på G-ulikheten i F .

Fra definisjonen av γ_k ser vi at γ_k blir bestemt av arealet under interaksjonskurva $l_k(\cdot)$. For en fast u uttrykker $l_k(u)$ hvor stor andel av den samlede faktor k massen som tilhører de enhetene som har Z -verdier mindre eller lik $F^{-1}(u)$. Viss Z er disponibel inntekt og Z^k er lønn blir f.eks. $l_k(1/4)$ lik andelen av den totale lønnsmassen som tilhører den fjerdeparten som har de minste disponible inntektene. Vi har at $l_k(\cdot)$ er en analogi til Lorenz-kurva, mens $m_k(\cdot)$ er en analogi til M-kurva. Viss enhetenes rangering etter Z^k -verdiene er identisk med rangeringen etter Z -verdiene, så blir $l_k(u) = L_k(u)$ for alle u og $\gamma_k = G_k$. $L_k(\cdot)$ er Lorenz-kurva til faktor k variabelen.

For de faktisk eksisterende fordelingene for hver av faktorvariablene $Z^k, k=1,2,\dots,s$, vil det være av interesse å finne ut hvor stort ulikhetsbidraget (målt ved h.h.v. α_k og γ_k) fra faktor k ville bli ved den gunstigste kombinasjonen av faktor k enhetene og hvor stort ulikhetsbidraget ville bli ved den minst gunstige kombinasjonen. For gitte fordelinger av hver av Z^k -ene, finner vi at $\min \alpha_k = -D_k$ og $\max \alpha_k = A_k, k=1,2,\dots,s$, der D_k og A_k er h.h.v. den interne D-ulikhet og A-ulikhet i fordelingen av faktor k variabelen (Z^k). Ulikhetsmålet D er definert og drøftet i Aaberge (1982). For G-ulikheten får vi at

$$\min \gamma_k = -G_k \text{ og } \max \gamma_k = G_k, k=1,2,\dots,s.$$

Vi har altså at

$$-D_k \leq \alpha_k \leq A_k$$

og

$$-G_k \leq \gamma_k \leq G_k, k=1,2,\dots,s.$$

(α_k/A_k) og (γ_k/G_k) får dermed maksimale verdier viss enhetenes rangering etter Z^k -variabelen er identisk med rangeringen etter Z -variabelen, mens de får sine minimum viss enhetenes rangering etter Z^k -variabelen er lik den omsnudde rangeringen etter Z -variabelen.

a.1. Metode for estimering

La Z_1, Z_2, \dots, Z_n være et sett uavhengige stokastiske variable med fordelingsfunksjon F og la $Z_i = \sum_{k=1}^s Z_i^k$ der Z_i^k er faktor k verdien til enhet i . Vi har da følgende forventningsrette estimatorer for h.h.v. μ og μ_k ,

$$(7) \quad \hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z_i$$

og

$$(8) \quad \hat{\mu}_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z_i^k, \quad k=1, 2, \dots, s.$$

La observasjonsparene $(Z_i, Z_i^1, Z_i^2, \dots, Z_i^s)$, $i=1, 2, \dots, n$, være ordnet slik at $Z_{(1)} \leq Z_{(2)} \leq \dots \leq Z_{(n)}$, der $Z_{(i)}$ -ene er Z_i -ene ordnet etter størrelse. Vi får da $(Z_{(i)}, \tilde{Z}_i^1, \tilde{Z}_i^2, \dots, \tilde{Z}_i^s)$, $i=1, 2, \dots, n$. \tilde{Z}_i^k er altså den faktor k størrelsen som hører til den i^{te} største Z -verdien.

Vi har at $Z_{(i)} = \sum_{k=1}^s \tilde{Z}_i^k$. Legg merke til at vi alltid har at

$$\sum_{i=1}^n \tilde{Z}_i^k = \sum_{i=1}^n Z_i^k.$$

La $F_n(z) = (\#Z_i \leq z)/n$. $F_n(z)$ er en konsistent estimator for $F(z)$.

Vi kan nå estimere den betingte forventningsfunksjonen $E(Z^k | Z \leq F^{-1}(\frac{i}{n}))$ med $\frac{1}{i} \sum_{j=1}^i \tilde{Z}_j^k$, som videre gir opphav til følgende konsistente estimatorer for h.h.v. $m_k(\cdot)$, α_k og A ,

$$(9) \quad \hat{m}_k\left(\frac{i}{n}\right) = \frac{\frac{1}{i} \sum_{j=1}^i \tilde{Z}_j^k}{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n Z_j^k}, \quad i=1, 2, \dots, n; \quad k=1, 2, \dots, s$$

der $\hat{m}_k(0) = 0$,

$$(10) \quad \hat{\alpha}_k = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n \frac{1}{i} \sum_{j=1}^i \tilde{z}_j^k}{\sum_{j=1}^n \tilde{z}_j^k}, \quad k=1,2,\dots,s$$

og

$$(11) \quad \hat{A} = \sum_{k=1}^s \hat{u}_k(A) = \sum_{k=1}^s \frac{\hat{\mu}_k}{\hat{\mu}} \hat{\alpha}_k.$$

På tilsvarende måte finner vi følgende konsistente estimatorene for h.h.v. $l_k(u)$, γ_k og G

$$(12) \quad \hat{l}_k\left(\frac{i}{n}\right) = \frac{\sum_{j=1}^i \tilde{z}_j^k}{\sum_{j=1}^n \tilde{z}_j^k}, \quad i=1,2,\dots,n; \quad k=1,2,\dots,s$$

$$(13) \quad \hat{\gamma}_k = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^i \tilde{z}_j^k}{(n+1) \sum_{j=1}^n \tilde{z}_j^k}, \quad k=1,2,\dots,s$$

og

$$(14) \quad \hat{G} = \sum_{k=1}^s \hat{u}_k(G) = \sum_{k=1}^s \frac{\hat{\mu}_k}{\hat{\mu}} \hat{\gamma}_k.$$

Estimatorene for A og G , gitt ved h.h.v. (11) og (14), er identiske med estimatorene (5.16) og (5.14) gitt i Aaberge (1982).

Estimatorene for A_k og G_k er gitt ved h.h.v. (5.16) og (5.14) i Aaberge (1982), dvs.

$$(15) \quad \hat{A}_k = 1 - \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \bar{z}^k(i)}{\bar{z}^k}$$

og

$$(16) \quad \hat{G}_k = \frac{\sum_{i=1}^n (Z_{(i)}^k) - \frac{2}{n+1} \sum_{j=1}^i Z_{(j)}^k}{\sum_{j=1}^n Z_j^k}$$

der $\bar{Z}_{(i)}^k = \frac{1}{i} \sum_{j=1}^i Z_{(j)}^k$ og $\bar{Z}^k = \bar{Z}_{(n)}^k$.

b. Dekomponering etter delgrupper

La X være en stokastisk variabel (levetidsvariabel) med kumulativ fordelingsfunksjon F og forventning v . Vi antar at X ikke tar negative verdier. Vi tenker oss den populasjonen som X er målinger for delt inn i s ikke-sammenfallende grupper (delpopulasjoner). La I være område- eller gruppevariabel. I kan ta verdiene $1, 2, \dots, s$. For hver person observerer vi da en verdi for X og en verdi for I ; dvs. personens verdi for den aktuelle levetidsvariabelen og hvilke gruppe personen tilhører. La videre $X^i = X$ gitt $I = i$, ha kumulativ fordelingsfunksjon F_i med forventning $v_i = EX^i = E(X | I=i)$, $i=1, 2, \dots, s$.

Ved å la X være en inntektsvariabel for inntektstakere i Norge, $I = 1$ være Nord-Norge og $I = 2$ være Sør-Norge, så vil problemet bestå i å dekomponere ulikheten i landsfordelingen F etter de to landsdelene Nord-Norge og Sør-Norge. Vi ønsker å oppnå informasjon om hvilken innflytelse de to landsdelene har på ulikheten i personinntektsfordelingen i Norge.

La $p_i = \Pr(I=i)$, $i=1, 2, \dots, s$. Vi får da at

$$(17) \quad v = EX = E E(X | I) = E v_I = \sum_{i=1}^s v_i p_i.$$

Videre får vi

$$\begin{aligned}
 (18) \quad E(X | X \leq F^{-1}(u)) &= E E[(X | X \leq F^{-1}(u)) | I] = \\
 &\sum_{i=1}^s \Pr(I=i | X \leq F^{-1}(u)) E(X | X \leq F^{-1}(u) | I=i) = \\
 &\sum_{i=1}^s \frac{\Pr(X \leq F^{-1}(u) | I=i) \Pr(I=i)}{\Pr(X \leq F^{-1}(u))} E(X^i | X^i \leq F^{-1}(u)) = \\
 &\sum_{i=1}^s \frac{\Pr(X^i \leq F^{-1}(u)) p_i}{u} E(X^i | X^i \leq F^{-1}(u)) = \\
 &\sum_{i=1}^s p_i \frac{F_i(F^{-1}(u))}{u} E(X^i | X^i \leq F^{-1}(u)).
 \end{aligned}$$

Ved å benytte (17) og (18) får vi følgende dekomponeringer av h.h.v.

A og G,

$$(19) \quad A = 1 - \int_0^1 \frac{E(X | X \leq F^{-1}(u))}{EX} du = \sum_{i=1}^s v_i(A) = \sum_{i=1}^s p_i q_i a_i = \sum_{i=1}^s p_i q_i \frac{a_i}{A_i} A_i$$

der

$$q_i = \frac{v_i}{v}, \quad a_i = 1 - \int_0^1 m_i^*(u) du,$$

$$m_i^*(u) = \frac{F_i(F^{-1}(u))}{u} \cdot \frac{E(X^i | X^i \leq F^{-1}(u))}{EX^i}, \quad \lim_{u \rightarrow 0} m_i^*(u) = 0, m_i^*(1) = 1.$$

Den siste oppsplittingen i (19) er bare meningsfull viss $A_i > 0$. I praksis vil dette alltid være tilfelle. A_i er den interne A-ulikhet for gruppe i,

$$\text{dvs. } A_i = 1 - \int_0^1 \frac{E(X^i | X^i \leq F_i^{-1}(u))}{EX^i} du.$$

$$(20) \quad G = 1 - 2 \int_0^1 u \frac{E(X | X \leq F^{-1}(u))}{EX} du = \sum_{i=1}^s v_i(G) = \sum_{i=1}^s p_i q_i g_i = \sum_{i=1}^s p_i q_i \frac{g_i}{G_i} G_i$$

der $g_i = 1 - 2 \int_0^1 l_i^*(u) du$, $l_i^*(u) = F_i(F_i^{-1}(u)) \frac{E(X^i | X^i \leq F_i^{-1}(u))}{EX^i}$, $l_i^*(0)=0$, $l_i^*(1)=1$ og G_i er den interne G-ulikhet for gruppe i.

Fra (19) ser vi at A-ulikhetsbidraget fra gruppe i, $v_i(A)$, kan uttrykkes som et produkt av tre komponenter. p_i er andelen av populasjonsenhetene som tilhører gruppe i. q_i er forholdet mellom gjennomsnittet av X-ene (f.eks. gjennomsnittsinntekt) i gruppe i og populasjonen. Legg merke til at da gir produktet av p_i og q_i uttrykk for hvor stor del av inntektene i populasjonen som tilhører gruppe i. ($\sum_{i=1}^s p_i q_i = 1$).

a_i skal vi kalle konsentrasjonskomponenten for gruppe i. a_i informerer om gruppe i bidrar til utjevning eller fungerer ulikhetsskapende på A-ulikheten i populasjonen. Viss $a_i > 0$ så har gruppe i en ulikhetsskapende effekt, mens $a_i < 0$ viser at gruppe i har en likhetsskapende eller utjevneende effekt på A-ulikheten i populasjonen. Viss $a_i = 0$ har gruppe i hverken utjevneende eller ulikhetsskapende effekt; gruppe i har en nøytral effekt på A-ulikheten i populasjonen.

Det er to forhold som påvirker konsentrasjonskomponenten a_i . Det ene er ulikheten i fordelingen av gruppe i enhetene og det andre er den plasseringen gruppe i enhetene får i ordningen av alle enhetene i populasjonen. Dette er grunnen til at vi har splittet a_i opp i produktet av A_i og (a_i/A_i) . Vi antar da at A_i er større enn 0. I praksis vil dette alltid være tilfelle.

A_i er den interne A-ulikheten for gruppe i . (a_i/A_i) informerer derfor om plasseringseffekten til gruppe i i enhetene på A-ulikheten i fordelingen F for populasjonen. Det er fortegnet til denne komponenten eller mer presist fortegnet til a_i som avgjør om gruppe i fungerer ulikhetsskapende eller utjevne på fellesfordelingen F .

A_i har variasjonsområde $[0,1]$ mens a_i kan ta både negative og positive verdier. a_i er alltid mindre eller lik 1.

A_i tar verdien 1 viss alle enhetene i gruppe i bortsett fra en har 0 i inntekt, dvs. all inntekt for gruppe i tilfaller en enhet. Viss vi i tillegg har at denne ene inntekten er den største inntekten i populasjonen (alle gruppene), så tar også a_i verdien 1. A_i tar verdien 0 viss alle enhetene i gruppe i har samme verdi på levekårsvariabelen (f.eks. inntekt).

Gruppe i får en utjevne effekt på A-ulikheten i populasjonen ($a_i < 0$) dersom høyst 37 prosent ($(1/e)$ -del) av populasjonen har inntekter som er lavere enn høyeste inntekt for gruppe i .

a_i blir bestemt ved arealet under konsentrasjonskurva $m_i^*(\cdot)$. For en fast u uttrykker $m_i^*(u)$ et veiet forhold mellom gruppe i gjennomsnittet til de enhetene som har X -verdier mindre eller lik $F^{-1}(u)$ og gruppe i gjennomsnittet. Vekten er lik forholdet mellom andelene av h.h.v. gruppe i enhetene og populasjonsenhetene som har X -verdier mindre eller lik $F^{-1}(u)$. Viss fordelingen (F_i) av X -ene i gruppe i er identisk med fordelingen (F) av X -ene i populasjonen, så blir $m_i^*(u) = M_i(u) = M(u)$ for alle u der $M_i(\cdot)$ er M -kurva for gruppe i . Da blir $a_i = A_i$. Viss alle gruppefordelingene er like, så blir $A = \sum_{i=1}^s p_i q_i A_i$.

Viss $m_i^*(u) = 1$ for alle u , har gruppe i hverken ulikhetsskapende eller utjevne effekt på noen deler av fellesfordelingen F . Ved å studere plottet av $m_i^*(\cdot)$, vil vi oppnå detaljert informasjon om den ulikhetsskapende (eventuelt utjevne) effekten som gruppe i har på A-ulikheten for populasjonen. Det vil videre være av interesse å sammenligne plottene av $m_i^*(\cdot)$, $M_i(\cdot)$ og $M(\cdot)$.

Formel (20) viser at dekomponeringen av G er av samme form som dekomponeringen av A . p_i og q_i har samme betydning som ovenfor, mens g_i er konsentrasjonskomponenten for gruppe i når ulikheten i fellesfordelingen F blir målt ved G . g_i har tilsvarende tolkning som a_i .

g_i blir bestemt ved arealet under konsentrasjonskurva $l_i^*(\cdot)$. For en fast u uttrykker $l_i^*(u)$ hvor stor andel av gruppe i totalen av X -ene som tilhører de enhetene som har X -verdier mindre eller lik $F^{-1}(u)$. Viss fordelingen av X -ene i gruppe i er identisk med fordelingen av X -ene i populasjonen, så blir $l_i^*(u) = L_i(u) = L(u)$ for alle u . Viss $l_i^*(u) = u$ for alle u , har gruppe i hverken ulikhetsskapende eller utjevneende effekt på noen deler av fellesfordelingen F . $L_i(\cdot)$ er Lorenz-kurva for gruppe i .

Ved måling av ulikhet i F legger A større vekt enn G på tilstandene i den nedre delen av F . Det tilsvarende forholdet har vi mellom a_i og g_i , dvs. a_i legger større vekt på ulikhetsbidraget fra de gruppe i enhetene som har minst inntekt (de X^i -ene som tilhører den nedre halvparten av fellesfordelingen F) enn det g_i gjør. Dette fører blant annet til at gruppe i får en ulikhetsreduserende effekt på G -ulikheten i populasjonen ($g_i < 0$) dersom høyst 50 prosent av enhetene i hele populasjonen har inntekter som er lavere enn høyeste inntekt i gruppe i . Det tilsvarende kravet for a_i var høyst 37 prosent av enhetene i populasjonen.

Ved å bruke metodene om dekomponering etter grupper, vil vi oppnå informasjon om hvilken innflytelse de ulike gruppene har på ulikheten i f.eks. inntektsfordelingen for gruppene sett under ett. Disse metodene gir i tillegg opphav til kriterier for rangering av gruppene. Det vanlige har vært å rangere gruppene etter graden av intern ulikhet i hver av gruppene. Men behovet for et verktøy som også tar hensyn til ulikhet mellom gruppene, har stadig blitt nevnt i den samfunnsvitenskapelige faglitteraturen. Ved

å ta bort effekten av gruppenes størrelse (p_i) fra ulikhetsbidragene $v_i(A)$ og $v_i(G)$ står vi igjen med h.h.v. $q_i a_i$ og $q_i g_i$. Vi kan da rangere gruppene etter størrelsen på $q_i a_i$ og/eller størrelsen på $q_i g_i$, $i=1,2,\dots,s$. Legg merke til at både $q_i a_i$ og $q_i g_i$ er invariant overfor samme skalatransformasjon i alle gruppene, men ikke overfor skalatransformasjoner som er forskjellige for gruppene. En skalatransformasjon har vi viss alle enhetene i gruppa får samme prosentvise tillegg (f.eks. i inntekt). Viss de prosentvise tilleggene varierer fra gruppe til gruppe så forandres både $q_i a_i$ og $q_i g_i$.

b.1. Metode for estimering

La X_1, X_2, \dots, X_n være et sett uavhengige stokastiske variable med fordelingsfunksjon F . La videre X_j^i , $j=1,2,\dots,N_i$ være de N_i X_i -ene som tilhører gruppe i , $i=1,2,\dots,s$. Da er $\sum_{i=1}^s N_i = n$ og $\sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^{N_i} X_j^i = \sum_{j=1}^n X_j$.

Vi antar at N_1, N_2, \dots, N_s er multinomisk fordelt med parametere p_1, p_2, \dots, p_s og at $X_1^i, X_2^i, \dots, X_{N_i}^i$ gitt N_i er uavhengige og identiske fordelte med fordelingsfunksjon F_i .

La

$$r_i(j) = N_i \hat{F}_i(\hat{F}_i^{-1}(\frac{j}{n})) = (\#X_k^i (k=1,2,\dots,N_i) \leq X_{(j)}) ,$$

der $X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq \dots \leq X_{(n)}$ er X_i -ene (totalmaterialet) ordnet. Vi kan skrive

$$r_i(j) = \{\#k : X_k^i \leq X_{(j)}\} = \text{antall observasjoner i gruppe } i \text{ som er mindre}$$

eller lik den j^{te} største observasjonen i totalmaterialet. Legg merke til

$$\text{at } \sum_{i=1}^s r_i(j) = j \text{ og at } r_i(n) = N_i .$$

Vi har følgende konsistente estimatorer for h.h.v. p_i og q_i

$$(21) \quad \hat{p}_i = \frac{N_i}{n} , \quad i=1,2,\dots,s ;$$

$$(22) \quad \hat{q}_i = \frac{\frac{1}{N_i} \sum_{j=1}^{N_i} X_j^i}{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_j}, \quad i=1,2,\dots,s.$$

La $X_{(1)}^i \leq X_{(2)}^i \leq \dots \leq X_{(N_i)}^i$ være observasjonene for gruppe i ordnet.

Da blir

$$(23) \quad \hat{m}_i^*(\frac{j}{n}) = \frac{n}{j} \frac{\sum_{k=1}^{r_i(j)} X_{(k)}^i}{N_i}, \quad j=1,2,\dots,n; i=1,2,\dots,s$$

der $\hat{m}_i^*(0) = 0$ og $\hat{m}_i^*(1) = 1$.

$$(24) \quad \hat{a}_i = 1 - \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \hat{m}_i^*(\frac{j}{n}), \quad i=1,2,\dots,s,$$

$$(25) \quad \hat{l}_i^*(\frac{j}{n}) = \frac{\sum_{k=1}^{r_i(j)} X_{(k)}^i}{N_i}, \quad j=1,2,\dots,n; i=1,2,\dots,s$$

der $\hat{l}_i^*(0) = 0$ og $\hat{l}_i^*(1) = 1$

og

$$(26) \quad \hat{g}_i = 1 - \frac{2}{n+1} \sum_{j=1}^n \hat{l}_i^*(\frac{j}{n}), \quad i=1,2,\dots,s.$$

$$(27) \quad \hat{A} = \sum_{i=1}^s \hat{v}_i(A) = \sum_{i=1}^s \hat{p}_i \hat{q}_i \hat{a}_i$$

og

$$(28) \quad \hat{G} = \sum_{i=1}^s \hat{v}_i(G) = \sum_{i=1}^s \hat{p}_i \hat{q}_i \hat{g}_i.$$

Estimatorene for A_i og G_i er gitt ved h.h.v. (5.16) og (5.14) i

Aaberge (1982).

LITTERATUR

- Atkinson, A.B. (1970). "On the Measurement of Inequality". Journal of Economic Theory, Vol.2.
- Hernes, G. (1974). "Om ulikhetens reproduksjon". I M.S. Mortensen (red): "I forskningens lys". NAVF.
- Horvath, F.W. (1980). "Working Wives Reduce Inequality in Distribution of Family Earnings". Monthly Labor Review, July 1980.
- Nygård, F. & Sandstrøm, A. (1981). "Measuring Income Inequality". Stockholm: Almqvist and Wiksell International.
- Paglin, M. (1975). "The Measurement and Trend of Inequality: A Basic Revision". The American Economic Review, Vol.65 No.4.
- Rao, V.M. (1969). "Two Decompositions of Concentration Ratio". Journal of the Royal Statistical Society, 132, 418-425.
- Sen, A. (1972). "On Economic Inequality". Clarendon Press. Oxford.
- Smithson, M. (1979). "The Taagepera-Ray Generalized Index of Concentration". Sociological Methods and Research, Vol.8, No.2.
- Aaberge, R. (1982). "Om måling av ulikskap". Rapport 82/9. Statistisk Sentralbyrå.

Trykt 1982

- Nr. 82/1 Tor Haldorsen og Gunvor Iversen: Praktiske eksempler på måling av latente variable: Sammenhengen mellom subjektive og objektive indikatorer på arbeidsforhold
ISBN 82-537-1649-4
- 82/2 Jan Mønnesland, Helge Brunborg og Randi Selmer: Inngåelse og oppløsning av ekteskap etter alder og varighet Formation and Dissolution of Marriage by Age and Duration
Sidetall 77 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1650-8
 - 82/3 Ole K. Hovland og Håvard Røyne: En revidert versjon av skattemodellen LOTTE
Sidetall 63 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1648-6
 - 82/4 Gunvor Iversen: Arbeidsmiljø 1980 Noen hovedresultater Sidetall 79
Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1715-6
 - 82/5 Naturressurser 1981 Sidetall 29 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1651-6
 - 82/6 Stein Erland Brun: Nettoflytting og arbeidsmarked i fylkene En foreløpig analyse av sammenhengen Sidetall 68 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1718-0
 - 82/7 Øystein Engebretsen: Arealbruk i norske byer og tettsteder Sidetall 183
Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1720-2
 - 82/8 Attitudes to Norwegian Development Assistance Sidetall 68 Pris kr 15,00
ISBN 82-537-1719-9
 - 82/9 Rolf Aaberge: Om måling av ulikskap Sidetall 73 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1721-0
 - 82/10 Arne S. Andersen: Levekårsundersøkelsen 1980 Dokumentasjon Del II Sidetall 88
Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1722-9
 - 82/11 Audun Rosland: Forbruk av fast brensel i husholdninger 1960 - 1980 Sidetall 41
Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1735-0
 - 82/12 Bjørn Kjensli: Strukturundersøkelse for bygg og anlegg Industribygg Sidetall 58
Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1732-6
 - 82/13 Liv Argel: Statistikkbrakerundersøkelsen 1980-81 Resultater fra en postundersøkelse om bruk og vurdering av offisiell statistikk Sidetall 91 Pris kr 15,00
ISBN 82-537-1748-2
 - 82/14 Vetle Hvidsten og Kåre Kalstad: Nasjonalregnskap 1975 - 1976 Inntekts- og kapital-
konti System og beregningsmetoder Sidetall 84 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1745-8
 - 82/15 Johan A. Alstad: Oppfølging av flyttemotivundersøkelsen 1972 En studie av tilbake-
flytting Sidetall 93 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1784-9
 - 82/16 Per Skagseth: Det norske nasjonalregnskapet Dokumentasjonsnotat nr. 12 Beregning
av investering, realkapital og kapitalslit Sidetall 50 Pris kr 10,00
ISBN 82-537-1756-3
 - 82/17 Ressursregnskap for fisk Sidetall 52 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1765-2
 - 82/18 Susan Lingsom: Behov for tilsynsordninger for barn 7-12 år Sidetall 32
Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1772-5
 - 82/19 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Arene
1969 -1982 Sidetall 78 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1786-5
 - 82/20 Trygve Solheim: 70-åras feriereiser Sidetall 38 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1805-5
 - 82/21 Trygve Solheim: Friperioder og ferieturer Omfang og fordeling over året
Sidetall 36 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1804-7
 - 82/22 Halvor Skraastad: Siktet for forbrytelser - Hva skjer videre En undersøkelse av
siktete i januar og februar 1973 Charged for Crimes - What Happens during the
Procedure A survey on Persons Charged for Crimes in January and February 1973
Sidetall 40 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1820-9
 - 82/23 Helge Herigstad: Bilhald og bilutgifter Sidetall 51 Pris kr 10,00
ISBN 82-537-1803-9

Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå (RAPP) - ISSN 0332-8422 (forts.)

Trykt 1982

- Nr. 83/24 Frode Brunvoll og Jan Chr. Jørgensen: Metoder for framskriving av fiskeflåtens kostnader Sidetall 57 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1818-7
- 82/25 Erik Bjørn: Kvantifisering av konjunkturbarometerinformasjon Sidetall 67 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1809-8
- 82/26 Audun Rosland og Asbjørn Aaheim: Energireserver Sidetall 40 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1814-4
- 82/27 Aktuelle skattetal 1982 Current Tax Data Sidetall 47 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1822-5
- 82/28 Arne Øien: Statistisk Sentralbyrå Perspektiv for 1980-årene Central Bureau of Statistics Perspectives for the 1980s Sidetall 40 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1826-8
- 82/29 Engrosprisstatistikk Engrosprisindeks Produsentprisindeks Sidetall 120 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1833-0
- 82/30 Referansearkiv for naturressurs- og forurensningsdata: Arealoppgaver i sentralforvaltningen Sidetall 132 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1838-1
- 82/31 Eva Ivås og Kjell Roland: MODIS IV Detaljerte virkningstabeller for 1981 Sidetall 271 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-1840-3
- 82/32 Torleif Haugland: Etablering og nedleggning av industribedrifter Sidetall 67 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1878-0
- 82/33 Undersøkelse om kopiering i skoleverket 1981/82 Sidetall 58 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1855-1
- 82/34 Otto Carlson: Pasientstatistikk 1980 Statistikk fra Det økonomiske og medisinske informasjonssystem Sidetall 69 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1854-3
- 82/35 Hogne Steinbakk: Planregnskap for Østfold 1981 - 1992 Hovedresultater Sidetall 50 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1850-0

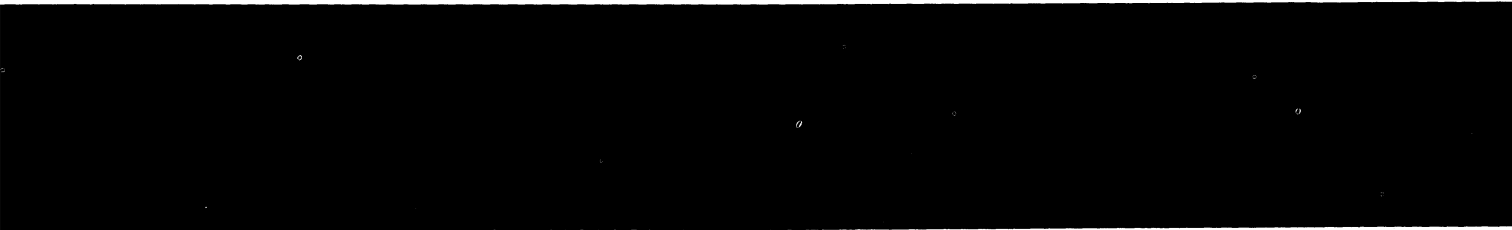
Trykt 1983

- Nr. 83/1 Naturressurser 1982 Foreløpige nøkkeltall fra ressursregnskapene for energi, mineraler, skog, fisk og areal Sidetall 62 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1837-3
- 83/2 Totalregnskap for fiske- og fangstnæringen 1978 - 1981 Sidetall 39 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-1882-9
- 83/3 Therese Hunstad: Forbruk av fisk og fiskevarer i Norge 1979 En undersøkelse av fiskeforbruket i Norge i 1979 med bakgrunn i materialet fra momskompensasjonsordningen for fisk og fiskevarer Sidetall 25 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-1904-3
- 83/4 Atle Martinsen og Hogne Steinbakk: Planregnskap for Rogaland 1981 - 1992 Hovedresultater Sidetall 42 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-1902-7
- 83/5 Anne Mickelson og Hogne Steinbakk: Planregnskap for Akershus 1981 - 1992 Hovedresultater Sidetall 48 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1903-5
- 83/6 Asbjørn Aaheim: Norske olje- og gassreserver Nåverdiberegninger og inndeling i kostnadsklasser Sidetall 28 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-1911-6
- 83/7 Roar Bergan: Behandlingen av oljevirkomheten i Byråets makroøkonomiske årsmodeller Sidetall 30 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-1918-3
- 83/8 Arbeid og helse 1982 Sidetall 101 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1927-2
- 83/9 Radio- og fjernsynsundersøkelsen Februar 1983 Sidetall 118 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1928-0
- 83/10 Petter Frenger: On the Use of Laspeyres and Paasche Indices in a Neoclassical Import Model Om bruken av Laspeyres og Paasche indekser i en neoklassisk importmodell Sidetall 49 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1931-0
- 83/11 Øystein Olsen: MODAG-RAPPORT Eterspørselsfunksjoner for arbeidskraft, energi og vareinnsats Sidetall 38 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-1935-3

Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå (RAPP) - ISSN 0332-8422 (forts.)

Trykt 1983

- Nr. 83/12 Karl-Gerhard Hem: Energiundersøkelsen 1980 Sidetall 47 Pris kr 12,00
ISBN 82-537-1949-3
- 83/13 Jan Byfuglien og Ole Ragnar Langen: Grunnkretser, tettsteder og menigheter
Dokumentasjon 1980 Sidetall 57 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1952-3
 - 83/15 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene
1970 - 1983 Sidetall 77 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1961-2
 - 83/18 Jon Inge Lian: Fylkenes bruk av helseinstitusjoner Oversikt 1980 og forsøk
på framskriving Sidetall 89 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1969-8
 - 83/21 Arne S. Andersen og Rolf Aaberge: Analyse av ulikhet i fordelinger av levekår
Sidetall 133 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1988-4



Pris kr 18,00

Publikasjonen utgis i kommisjon hos H. Aschehoug & Co. og
Universitetsforlaget, Oslo, og er til salgs hos alle bokhandlere.

ISBN 82-537-1988-4
ISSN 0332-8422